

交大
经管

机构投资者与 上市公司会计信息

胡奕明 等著



上海交通大学出版社
SHANGHAI JIAO TONG UNIVERSITY PRESS

国家自然科学基金课题“机构投资者的持股行为、治理角色与上市公司信息披露”资助
申万研究所联合研究课题

机构投资者与上市公司会计信息

胡奕明 等著

上海交通大学出版社

内 容 提 要

本书为财务、会计方面的学术文集,是2007年国家自然科学基金课题“机构投资者的持股行为、治理角色与上市公司信息披露”研究成果的汇编。

机构投资者正逐渐成为我国资本市场的投资主体,必将给资本市场的发展带来深刻的变革。机构投资者不同于一般中小投资者,他们有专门的证券分析师和专业的投资管理队伍。他们解读会计信息的能力与一般中小投资者是否存在重大差别,是否能有效应用会计信息进行投资,对上市公司会计信息本身有什么影响,对会计信息的理解将如何影响其自身的投资行为以及带来怎样的投资业绩,这些即为本书的主要内容。

本书适合金融专业师生以及金融机构从业者参考阅读。

图书在版编目(CIP)数据

机构投资者与上市公司会计信息/胡奕明等著. —上海:
上海交通大学出版社,2013
ISBN 978-7-313-10130-3

I. 机... II. 胡... III. ①金融机构—金融投资—
会计信息—研究—中国—文集 ②上市公司—会计信息—
研究—中国—文集 IV. ①F832.48-53 ②F279.246-53

中国版本图书馆CIP数据核字(2013)第174067号

机构投资者与上市公司会计信息

胡奕明 等 著

上海交通大学出版社出版发行

(上海市番禺路951号 邮政编码200030)

电话:64071208 出版人:韩建民

上海颀辉印刷厂印刷 全国新华书店经销

开本:787mm×960mm 1/16 印张:12.75 字数:257千字

2013年8月第1版 2013年8月第1次印刷

ISBN 978-7-313-10130-3/F 定价:35.00元

版权所有 侵权必究

告读者:如发现本书有印装质量问题请与印刷厂质量科联系
联系电话:021-57602918

前 言

从我国目前情况来看,机构投资者正逐渐成为我国资本市场的投资主体。投资者结构的改变必将给资本市场的发展带来深刻的变革。机构投资者不同于一般中小投资者,有专门的证券分析师和专业的投资管理队伍,规模更大,也更具影响力。这些机构投资者会如何应用会计信息进行投资,其投资行为会带来什么业绩,对上市公司会计信息披露及公司价值本身产生什么影响,这些问题即为我们关注的焦点。

首先,机构投资者作为专业人员,他们解读会计信息的能力与水平不同于一般的中小投资者,其解读能力在许多方面存在重大差别。其次,这一会计信息解读能力的水平取决于多种因素,对机构的投资业绩会带来一定影响。再次,机构投资者作为市场中的重要力量,其投资行为本身也会影响上市公司经营管理行为,从而影响公司的会计信息质量以及经营业绩。

研究这些问题,可以了解机构投资者对上市公司会计信息的解读及应用能力,分析其差异及原因。这对提高机构投资者信息解读与分析能力、提升其投资水平,促进资本市场的健康、快速发展是非常重要的。

从现有理论研究来看,尽管有关会计信息披露方面的研究文献十分丰富,有关于盈余信息质量、预测准确性等方面的研究,也有关于自愿披露、外部审计质量、会计政策选择、法律环境等方面的研究,但是,以机构投资者为核心来探讨会计信息的研究并不多。系统地考察机构投资者与上市公司会计信息之间的关系,对丰富新兴市场机构投资者行为以及会计信息披露两个领域的研究文献有一定的贡献。

本书为2007年国家自然科学基金项目“机构投资者的持股行为、治理角色与上市公司信息披露”(70772061)以及2012年“申万联合研究计划”的研究成果汇编。课题小组主要由基金项目负责人及其指导的博士生和硕士生组成。课题到目前为止已历时6年。课题结项之后,有些研究工作仍将继续,并逐步形成一些新的论文。

书中选用了课题小组近年来完成的10篇论文。这些论文有些已公开发表,如目录中列出的第1,2,5,6,7,8,9七篇论文,分别发表在《财经研究》、《南开商业评论》、《管理评论》、《管理世界》等期刊上。有些作为工作论文,参加过多次国际、国内学术研讨会。

这10篇论文可分为5个部分:①对机构投资者投资行为本身的研究,由第1,2两篇构成。这一部分内容在整个课题中属于基础部分,主要为了加深对机构投资者投资行为的理解;②机构投资者对上市公司会计信息的解读,由第3,4,5三篇论文构成。对于机

构投资者对会计信息的解读能力,我们主要从三个方面来考察:能否正确理解应计项目,能否利用“盈余后漂移”(PEAD)现象,以及能否正确理解公允价值会计信息;③机构投资者与上市公司会计信息披露的关系,由第6,7两篇论文构成,主要涉及会计信息披露的透明度和以盈余稳健性为代表的会计信息质量;④机构投资者与上市公司价值,由第8篇论文构成,主要关注机构投资者行为对上市公司市场价值的影响;⑤其他相关研究,由第9,10两篇论文构成,其一涉及独立董事,其二涉及外国投资者,这两者均可以与机构投资者进行比较。

以下是这10篇论文的内容简介。

第1篇“机构投资者类型、持股与股票市场波动”。通过2005~2008年我国A股上市公司数据,检验了机构持股对于股价波动的影响。研究发现,机构的交易行为和持股机构的数量加剧了市场波动。在市场上涨、下跌、盘整期间,机构持股对市场具有不同的作用。盘整期间主要为稳定作用,上涨期间会加剧波动。

第2篇“排名压力下的基金风格漂移实证研究”。我们以中国2006年到2008年的所有投资基金为研究对象,主要考察了基金在排名压力下投资行为的变化。研究发现,基金投资风格有集中或类同的现象,并且实际的投资风格与宣称的类别有较大的偏离。基金存在一定的投资风格漂移现象。在业绩排名压力下,排名在前的基金采取了积极的变换投资风格的行为,这对投资者是有利的。

第3篇“机构投资者能够减轻应计异象吗?”。我们从投资者特征的角度对应计异象问题进行了研究。将投资者分为机构投资者与个人投资者,考虑了投资者特征对应计异象的影响。研究发现,机构投资所持的股票在会计盈余质量、财务业绩、资产规模等方面均优于个人投资者所持的股票,机构投资者表现出了一定的“价值”投资风格。

第4篇“机构投资者能否利用PEAD”。研究结论如下:机构投资者确实能够发现PEAD现象,但并没有证据证明机构投资者成功的对此进行套利获益。研究还发现机构投资者的交易行为能够减轻PEAD现象,在一定程度上增加了市场的有效性。

第5篇“机构投资者与公允价值会计信息”。该文研究了机构投资者对于公允价值计量的偏好和公允价值计量方式对于市场波动的影响,并且检验了公允价值计量收益和机构交易对于市场波动的交互作用。研究发现机构表现出对于公允价值计量资产的回避态度。公允价值计量收益减小了市场波动,而机构投资者的持股和交易却显著加剧了波动。

第6篇“机构投资者选股能力与上市公司的信息透明度”。利用2004~2007年深交所的上市公司为样本,从信息透明度角度检验机构投资者的选股能力。实证研究发现:与预期一样,在信息透明度评级较高的公司,机构持股比例会较高和持股机构数目会较多。

第7篇“两权分离、盈余稳健性与机构投资者行业专长”。研究发现,上市公司终极

控制人的两权分离程度越高,会计盈余稳健性越低;具有行业专长的机构投资者能够显著抑制两权分离对盈余稳健性负面的影响。这表明在中国的股票市场上,具有行业专长的机构投资者已经发挥了积极的治理作用。

第8篇“机构投资者能够提高公司价值吗?”。文章在机构投资者产生的机制设计的框架下,以我国沪深两市2005~2008年发生的要约收购事件为研究对象,实证分析了机构投资者对公司价值的影响。研究表明,目前机构投资者在我国还没有充分发挥积极的治理作用并不能显著改善持股公司的价值,主要还是遵循金融逻辑对资产组合进行调整。

第9篇“独立董事与上市公司盈余信息质量”。该文研究了独立董事是否能够发挥监督和咨询作用,发现董事会中具有财务或会计背景的独立董事、在董事会中独立董事占比较高,上市公司盈余信息质量较好;独立董事参会次数越多,代表公司问题较多,相应地公司的盈余信息质量则较低;但是,我们没有发现独立董事报酬与公司盈余信息质量之间有显著关系。

第10篇“外国投资者会提高本国公司治理水平吗?”。利用韩国企业治理结构院发布的2003年至2009年公司治理指数,检验了外国投资者持股对韩国公司治理的影响,同时通过分析其对公司治理的五项子指数的影响,剖析外国投资者对公司治理影响的机制。

本书的完成主要得益于课题小组各位成员的努力。除本人外,成员还包括博士生白羽、唐松莲、刘奕均、龙振海、樊慧、金宰贤,以及硕士生夏钦、孙泽夏、张亮、王勇等。本书并没有包括课题小组的所有工作,因此成员中有些人没有出现在10篇论文的作者名单上。尽管如此,他们的工作和贡献依然值得肯定。本书的出版还得到申万研究所及上海交通大学出版社的支持,在此一并表示感谢!

胡奕明

2013年端午

目 录

机构投资者类型、持股与股票市场波动	1
1 引言	1
2 研究设计	2
2.1 模型与变量	2
2.2 样本处理	4
2.3 描述性统计与相关分析	4
3 结果及分析	8
3.1 机构持股与股价波动性之间的关系	8
3.2 牛、熊市场中的机构持股与市场波动	11
3.3 机构持股与股价波动内生性检验	16
3.4 机构类型与股价波动实证检验	17
4 结论和不足	19
参考文献	19
排名压力下的基金风格漂移实证研究	21
1 引言	21
2 文献回顾与假设发展	22
2.1 有关基金风格漂移的研究	22
2.2 有关基金风格分类的研究	22
2.3 研究假设	24
3 研究设计	25
3.1 样本选择	25
3.2 基金风格漂移的研究设计	26
4 结果与分析	30
4.1 纵向收益率法下的分类	30
4.2 基金风格漂移影响因素分析	32
4.3 排名两端基金的风格漂移差异	33
4.4 稳健性检验	34
5 研究结论	36
参考文献	36

机构投资者能够减轻应计异象吗	38
1 引言	38
2 资本市场中的投资者行为与投资者特征——理论基础	39
2.1 投资者行为与资本市场异象	39
2.2 行为金融学经典模型对市场异象的解释	40
2.3 国内关于投资者行为的研究	40
2.4 机构投资者、个人投资者与股票回报	41
2.5 投资者特征与应计异象	43
3 对中国资本市场应计异象的实证研究	44
3.1 样本及数据来源	44
3.2 变量定义	44
3.3 描述性统计结果	45
3.4 会计利润及其组成部分的持续性检验	45
3.5 Mishkin 检验	46
4 对投资者特征与应计异象的实证研究	49
4.1 数据与样本	49
4.2 描述性统计	49
4.3 投资者特征与应计利润的定价检验	51
4.4 多元回归分析	53
5 本文小结	54
参考文献	55
机构投资者能否利用 PEAD——来自中国 A 股市场的证据	59
1 引言	59
2 文献综述与假设发展	60
2.1 国外学者的研究	60
2.2 国内学者的研究	61
2.3 研究假设	62
3 研究设计	63
3.1 数据来源与样本选择	63
3.2 核心变量的衡量	63
3.3 模型设计与变量说明	65
4 实证检验及结果分析	67
4.1 描述性统计分析	67
4.2 机构投资者是否发现并利用 PEAD 检验结果	72

5 研究结论	76
参考文献	77
机构投资者与公允价值会计信息	78
1 引言	78
2 文献回顾与研究假设	79
3 研究设计	81
3.1 研究期间和研究数据	81
3.2 变量设计及研究模型	81
4 实证结果分析	83
4.1 描述性统计结果分析	83
4.2 相关分析	84
4.3 回归结果分析	84
5 研究结论	90
参考文献	91
机构投资者选股能力与上市公司的信息透明度	92
1 引言	92
2 文献综述与研究假设	93
3 研究设计	94
3.1 研究期间和数据来源	94
3.2 变量设计	95
3.3 研究模型	97
3.4 实证研究结果	98
3.5 稳健性检验	106
5 结论与政策建议	106
参考文献	107
两权分离、盈余稳健性与机构投资者行业专长	109
1 引言	109
2 理论分析与研究假设	110
2.1 会计稳健性与上市公司终极控制人两权分离	110
2.2 行业专长机构投资者的治理角色	112
3 研究设计	113
3.1 样本选择	113
3.2 核心变量的度量	113

4 实证研究结果与稳健性检验	116
4.1 盈余反转模型回归结果	116
4.2 应计现金流模型回归结果	119
4.3 稳健性检验	122
5 研究结论	124
参考文献	125
机构投资者能够提高公司价值吗？——来自上市公司要约收购的证据	128
1 引言	128
2 文献综述	130
3 研究假设	132
4 研究设计	133
4.1 样本选择	133
4.2 核心变量度量	134
5 实证结果与分析	135
5.1 假设 1 的实证检验结果和分析	135
5.2 假设 2 的实证检验结果和分析	137
5.3 稳健性检验	139
6 结论	142
参考文献	142
独立董事与上市公司盈余信息质量	145
1 引言	145
2 假设发展	147
3 研究设计	149
3.1 数据处理	149
3.2 变量设计	150
3.3 研究模型	151
4 实证结果分析	153
4.1 描述性统计结果分析	153
4.2 变量的相关性分析	154
4.3 回归结果分析	156
4.4 进一步的研究	161
5 研究结论	166
参考文献	167

外国投资者会提高本国公司治理水平吗——来自韩国上市企业的经验证据	170
1 导 言	170
2 文献回顾与研究假设	172
3 样本选择与研究设计	175
3.1 样本选择与数据来源	175
3.2 检验模型与变量定义	176
4 实证分析结果与稳健性检验	179
4.1 描述性统计	179
4.2 回归分析结果	182
5 研究结论	189
参考文献	189

机构投资者类型、持股与股票市场波动

刘奕均 胡奕明

摘要 通过 2005~2008 年我国 A 股上市公司数据,实证检验了机构持股对于股价波动的影响;在考虑了变量内生性问题之后,采用 2SLS 方法检验了机构稳定市场的作用。研究还发现,机构的交易行为和持股机构的数量加剧了市场波动。在市场上涨、下跌、盘整期间,机构持股对市场具有不同的作用,盘整期间主要为稳定作用,上涨期间会加剧波动。在对于机构分类的实证研究中发现,保险、社保、信托和一般法人机构的持股能显著稳定市场,而券商持股会显著加剧波动,其他类型的机构投资者对于股价波动的作用并不显著。

关键词 机构投资者,市场波动,2SLS,机构类型

1 引言

机构投资者的特性决定了其既有稳定市场的一面,又有可能加剧市场波动的一面。

信息优势学派和机构偏好假说认为,机构投资者具有稳定市场的作用。按信息优势学派的观点,机构投资者拥有更多的信息、更强的信息处理能力和经济规模效应,如 Potter(1992)认为信息披露减少了市场投资双方的信息不对称性,降低了对于公司绩效的意外程度,从而使得股票价格的波动减少。同时,机构可以通过交易把所拥有的信息更多地在市场中反映,使得市场价格更加有效、更真实地反映价值,从而减少了股票市场的波动(Sosin, et al., 1998)。Faugere and Shawky(2003)的研究发现,在纳斯达克 2000 年的下跌市场中,机构偏好于更稳健的公司股票,机构持股比例与股票市场的波动呈负相关关系。这是因为机构的代理责任决定了机构在选择股票时更愿意选择波动性小的股票,从而减少代理风险。机构偏好假说的支持者认为这些特性都使得机构能够发挥稳定市场的作用。

但是,机构的“羊群行为”和“正反馈交易行为”却有可能加剧市场的波动。短期羊群行为和正反馈交易者更加关注于股票价格的短期信息而忽视了长期信息。DeLong 等人(1990)发现,机构投资者倾向买入正回报的股票,卖出负回报的股票,这样的交易策略会加剧股票市场的波动。Dennis and Strickland(2002)研究认为,特别是当市场活跃时,机构羊群行为至少在短期内加剧了市场的波动。Sias(1996)研究结果表明,机构偏好于持有波动性小的股票,但是在机构加大了持股比例之后股票的波动性增大,这说明机构的

交易行为加剧了股票市场的波动。在我国,机构投资者当中也存在广泛的“羊群行为”和“正反馈交易行为”。

分析认为,机构对于市场的稳定作用没有绝对的单向性影响,在机构私利的驱使下不同机构投资者参与市场会表现出不同的特性和作用,片面强调机构稳定了市场还是加剧了波动都是不恰当的。本项研究与以往研究最大的不同在于,从机构细化的角度出发研究不同机构的特性和作用,运用工具变量方法解决了以往研究中忽视的变量内生性问题。研究的意义在于,发现了不同种类机构投资者的特性及其对市场的不同作用,这对完善和发展我国资本市场,加强市场监管,突出重点、有的放矢,进一步发展促进市场稳定有一定的启发意义。

2 研究设计

2.1 模型与变量

为了验证机构投资者是加剧了市场波动还是稳定了市场,本文首先运用机构整体的季度持股数据实证检验“稳定性假说”是否成立。在研究的计量模型中使用季度期间股票每日普通收益率的标准差作为衡量上市公司股价波动性的指标,作为因变量。在 Sias (1996)的研究中也采用此种衡量方法。

$$V = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (r_i - \bar{r})^2}{n}}, \quad r_i = \frac{P_i - P_{i-1}}{P_{i-1}}$$

其中 P 为股票每日收盘价, r 为某股票的日普通收益率, n 为季度内股票交易天数, i 代表某上市公司, t 代表某季度。 V 为衡量波动性的股票季度日收益率的标准差,在实证研究中作为因变量进入计量方程。

考虑到可以公开获得的机构投资者的持股数据只有季度末持股数,本研究采用的是以季度为期间的研究方式,这也是此类研究中所常用的观测期间。依据以前的研究,影响股票价格波动的因素有很多,机构的整体持股比例将作为本文首先要检验的因素。若该回归系数显著为负,则证实了机构的“信息优势和机构偏好假说”;若回归系数显著为正,则验证了机构的“羊群效应”和“正反馈假说”。同时在自变量中放入季度末的机构持股比例变化和持股机构的数量,前一变量动态反映了机构交易对于股价波动的影响,而最后一变量则在一定程度上反映了机构是否存在羊群行为。因为持股机构的数量越多,在市场动荡期间同向性机构行为更为明显,这更有可能导致市场羊群行为,进而造成股价波动加剧。

国内外对于机构和市场波动的诸多研究中纷纷提到机构持股和市场波动之间变量的内生性问题,但是对此问题运用适当方法进行检验的并不多见。本研究设计采用计量

方程中的两阶段最小二乘法(2SLS),运用工具变量实证检验机构持股比例和股价波动之间的因果关系,相对于 Sias(1996)研究中采用滞后一期变量的方法,2SLS 方法的计量回归结果更为真实,排除了计量回归的残差中可能对于因变量的影响。最后研究将依据此前介绍的方法分拆总体的机构持股比例,不再停留在此前研究所采用的整体机构持股的角度,从不同类型的机构特性出发,实证检验不同机构投资者持股对于股价波动的影响。活跃在我国市场上的机构类型主要还是以基金、券商、QFII、社保基金和保险基金为主。由于受到国家对于金融监管的影响,其他机构投资者如一般法人持股、银行持股、信托公司持股、财务公司持股、非金融公司持股和企业年金持股在整体机构中的比例还较小。研究将分别考察这些不同机构投资者对于股价波动的影响。

以上研究主要关注机构对于股价波动之间的关系,但是在以往的实证研究模型中影响股价波动的因素还有很多(Gompers and Metrick, 1998),本文也将考虑这些因素并且加以控制,以便得出更加可靠的实证结论。需要控制的变量有公司规模、资产负债率、股票平均价格、日均换手率、净资产收益率及其方差、股票市场收益率、公司上市时间、流通股比例等。因此得到研究计量经济模型如下:

$$\begin{aligned} Volatility = & \alpha + \beta_1 IO + \beta_2 IOchange + \beta_3 ION + \gamma_1 LTBL + \gamma_2 \ln LTGS + \\ & \gamma_3 Indebt + \gamma_4 Age + \gamma_5 Aprice + \gamma_6 Turnover + \gamma_7 BM + \\ & \gamma_8 ROE + \gamma_9 VROE + \gamma_{10} Return + \mu \end{aligned}$$

因为本研究以机构持股为出发点并以季度为观测期间,所以上计量模型中变量度量统一采用季度数据, μ 为计量模型的残差项。变量说明如表 1 所示。

表 1 研究变量表

变量名	预期符号	说 明	变量名	预期符号	说 明
<i>Volatility</i>		股票日普通收益率标准差	<i>Age</i>	—	上市公司上市的月数
<i>IO</i>	+	机构持股占流通股的比例	<i>Aprice</i>	?	季度股票平均市场价格
<i>IOchange</i>	+	机构持股季度比例变化	<i>Turnover</i>	?	季度股票平均日换手率
<i>ION</i>	+	季末持有股票的机构数量	<i>BM</i>	—	季度末公司账面市值比
<i>LTBL</i>	?	季末流通股占总股本比例	<i>ROE</i>	—	公司季度净资产收益率
<i>lnLTGS</i>	?	季末股票流通股自然对数	<i>VROE</i>	+	前 12 季度 ROE 的方差
<i>Indebt</i>	+	季末上市公司资产负债率	<i>Return</i>	?	股票当季市场收益率

一般来说,具有良好财务状况、经营稳定的公司其股票价格的波动性应较低,净资产收益率预期符号应为负,而资产负债率应为正,净资产收益率方差应为正。流通股规模大、流通股占比高的公司因为其市场流动性更强,故股价波动性应更大,但是这类公司也可能因为交易充分,波动性反而不大,故其符号难以预测。公司上市时间越长,市场对该

公司情况就越了解,因而股价波动性应更小。对于股价、换手率、股票收益率、账面市值比等反应股票市场状况的变量,因为它们本身与市场变动关系密切,故符号难以预测。

2.2 样本处理

实证数据来源于 Wind 数据库中的财务指标数据和由市场数据处理加工得到。采用 2005 年第一季度至 2008 年第三季度 A 股上市公司有关数据。选取此样本区间是考虑到我国资本市场自 2005 年开始至 2008 年末,经历了一个完整的市场周期,在此期间我国股市既经历了全面股改和机构投资者的高速发展,也经历了牛、熊市和国际金融危机的跌宕起伏。样本剔除了变量缺失数据和极端数据(采用的是 Winsoriza 1%的处理方法),最后得到实证回归的 15 个季度共 17 945 个有效数据,最小季度样本量 941 个,最大季度样本 1 424 个。其中第一阶段 2005 年数据 4 344 个样本,第二阶段从 2006 年初至 2007 年第 3 季度,共 8 105 个样本。第三阶段从 2007 年第四季度至 2008 年第三季度,共 5 496 个样本(见表 2)。由 15 个季度数据构成的面板数据将作为实证研究的分析基础,此前针对机构研究中采用面板数据的实证检验还不多见,此种计量方法既考虑了截面数据间相互独立的特性,又考虑了变量在时间维度上关联特征,研究认为面板数据的实证分析更能客观检验本文所关注的问题。

表 2 剔除缺失数据和极端数据

15 个季度全样本 A 股上市公司	24 030
减: 没有机构持股的公司 5 016 家	$24\,030 - 5\,016 = 19\,014$
公司股票季度波动性为零的公司 530 家	$19\,014 - 530 = 18\,484$
机构持股比例为零的公司 640 家	$18\,484 - 640 = 18\,420$
资产负债率大于 1 的公司 316 家	$18\,420 - 316 = 18\,104$
公司股票换手率为零的公司 19 家	$18\,104 - 19 = 18\,085$
账面市值比小于零的公司 4 家	$18\,085 - 4 = 18\,081$
前 12 个季度净资产收益率波动率大于 1 的公司 129 家	$18\,081 - 129 = 17\,952$
当季股票回报率数据缺失的公司 7 家	$17\,952 - 7 = 17\,945$

2.3 描述性统计与相关分析

从有效样本的描述性统计数据(见表 3)我们可以发现,在样本期间机构的平均持股比例为 16.11%,机构持股的最大比例为 100%,而最小的持股比例为 0。由此可以看出,机构投资者有其偏好的股票,即对某些股票有集中持有的状况。而机构在当季持有变化平均占流通股比例的 0.96%左右,最大为 83.9%,可见机构的交易数量巨大,机构持股

比例的变化会对市场产生较大影响。而流通股占比在样本中最大值为 1(为全流通股股票),平均占比为 47.11%,由此可见样本期间随着股权分置改革的逐步进行、限售股解禁,市场的流通股比例增大,加大了二级市场的流通股容量。单只股票的持有机构数量平均为 10.17,最大为 249 个机构持有同一家上市公司的股票,机构在选股时偏好某些股票,在股票交易中可能产生机构的相似交易行为。在控制变量中发现在 2005 年至 2008 年的股票市场中样本的控制变量变化剧烈,资产负债率的最大值接近 100%,而最小值为 0。季度日平均换手率为 2.7%,最大日均换手率为 24%。季度净资产收益率的均值为 4.16%,最大为 8.7%,最小为-6.9%。其他控制变量的变化如表 3 所示,由于我国 A 股上市公司的市场和财务状况大相径庭,因此控制相关变量是我们观测变量的重要环节。

表 3 全部有效样本的描述性统计

变量名称	样本数	最小值	最大值	均值	中位数	标准差	方差
<i>Volatility</i>	17 945	0.003 0	5.772 0	0.195 7	0.036 2	0.628 1	0.394 5
<i>IO</i>	17 945	0.000 0	1.0	0.161 1	0.097 4	0.175 5	0.030 8
<i>IOchange</i>	17 945	-0.767 3	0.839 0	0.009 6	0.000 3	0.104 5	0.010 9
<i>ION</i>	17 945	1.000 0	249.000 0	10.171 7	5.000 0	17.585 5	309.250 7
<i>LTBL</i>	17 945	0.017 1	1.000 0	0.471 1	0.457 1	0.174 8	0.030 6
<i>lnLTGS</i>	17 945	15.937 7	23.607 8	18.828 1	18.768 2	0.938 6	0.881 0
<i>Indebt</i>	17 945	0.000 0	0.999 5	0.502 5	0.516 7	0.187 9	0.035 3
<i>Age</i>	17 945	3.000 0	213.000 0	95.056 8	98.000 0	47.506 1	2 256.824 8
<i>Aprice</i>	17 945	1.343 6	236.498 7	10.968 5	7.619 6	11.323 3	128.217 3
<i>Turnover</i>	17 945	0.000 1	0.242 7	0.027 7	0.023 0	0.018 8	0.000 4
<i>BM</i>	17 945	0.000 2	2.576 9	0.472 8	0.403 9	0.303 8	0.092 3
<i>ROE</i>	17 945	-6.927 1	8.738 9	0.041 6	0.034 9	0.163 0	0.026 6
<i>VROE</i>	17 945	0.000 0	0.922 9	0.008 8	0.001 5	0.038 9	0.001 5
<i>Return</i>	17 945	-0.816 4	3.201 7	0.044 9	-0.025 3	0.363 3	0.132 0

研究进一步进行了所有有效样本的单因素相关性分析,得到所有变量的 Pearson 相关系数列表和 Spearman 系数列表(见表 4)。

表 4 全样本的相关性检验

	Volatility	IO	IOchange	ION	LTBL	lnLTGS	Indebt
Volatility	1.000 0.	-0.089(**) 0.000	0.032(**) 0.000	-0.021(**) 0.005	-0.108(**) 0.000	-0.099(**) 0.000	0.010 0.188
IO	0.089(**) 0.000	1.000 0.	0.303(**) 0.000	0.622(**) 0.000	0.075(**) 0.000	0.232(**) 0.000	0.001 0.851
IOchange	0.074(**) 0.000	0.177(**) 0.000	1.000 0.	0.299(**) 0.000	0.026(**) 0.001	-0.010 0.173	0.011 0.156
ION	0.072(**) 0.000	0.825(**) 0.000	0.147(**) 0.000	1.000 0.	-0.013 0.085	0.416(**) 0.000	0.049(**) 0.000
LTBL	0.167(**) 0.000	0.121(**) 0.000	0.009 0.217	0.088(**) 0.000	1.000 0.	0.304(**) 0.000	0.066(**) 0.000
lnLTGS	0.054(**) 0.000	0.243(**) 0.000	-0.037(**) 0.000	0.416(**) 0.000	0.350(**) 0.000	1.000 0.	0.135(**) 0.000
Indebt	0.058(**) 0.000	-0.016(*) 0.029	0.012 0.120	-0.016(*) 0.027	0.078(**) 0.000	0.103(**) 0.000	1.000 0.
Age	0.104(**) 0.000	-0.031(**) 0.000	0.022(**) 0.003	-0.029(**) 0.000	0.293(**) 0.000	0.336(**) 0.000	0.145(**) 0.000
Aprice	0.219(**) 0.000	0.586(**) 0.000	-0.007 0.335	0.504(**) 0.000	0.070(**) 0.000	-0.022(**) 0.004	-0.095(**) 0.000
Turnover	0.277(**) 0.000	-0.112(**) 0.000	0.018(*) 0.015	-0.102(**) 0.000	0.083(**) 0.000	-0.099(**) 0.000	0.017(*) 0.021
BM	-0.197(**) 0.000	-0.367(**) 0.000	-0.048(**) 0.000	-0.268(**) 0.000	-0.074(**) 0.000	0.033(**) 0.000	-0.056(**) 0.000
ROE	-0.020(**) 0.007	0.432(**) 0.000	0.048(**) 0.000	0.480(**) 0.000	-0.076(**) 0.000	0.112(**) 0.000	-0.045(**) 0.000
VROE	0.003 0.718	0.154(**) 0.000	-0.018(*) 0.015	0.123(**) 0.000	-0.165(**) 0.000	-0.097(**) 0.000	0.138(**) 0.000
Return	-0.146(**) 0.000	0.022(**) 0.003	0.174(**) 0.000	0.050(**) 0.000	-0.048(**) 0.000	-0.043(**) 0.000	0.022(**) 0.004

(续表)

	Age	Aprice	Turnover	BM	ROE	VROE	Return
Volatility	-0.048(**) 0.000	-0.132(**) 0.000	-0.139(**) 0.000	0.195(**) 0.000	-0.070(**) 0.000	-0.014 0.059	-0.087(**) 0.000
IO	-0.049(**) 0.000	0.490(**) 0.000	-0.217(**) 0.000	-0.333(**) 0.000	0.218(**) 0.000	-0.054(**) 0.000	0.027(**) 0.000
IOchange	0.009 0.237	-0.011 0.157	0.013 0.078	-0.056(**) 0.000	0.035(**) 0.000	0.001 0.921	0.158(**) 0.000
ION	-0.037(**) 0.000	0.408(**) 0.000	-0.150(**) 0.000	-0.198(**) 0.000	0.193(**) 0.000	-0.035(**) 0.000	0.041(**) 0.000
LTBL	0.297(**) 0.000	-0.012 0.114	0.048(**) 0.000	-0.057(**) 0.000	-0.022(**) 0.004	-0.013 0.082	-0.018(*) 0.017
lnLTGS	0.304(**) 0.000	-0.019(*) 0.011	-0.116(**) 0.000	0.048(**) 0.000	0.073(**) 0.000	-0.052(**) 0.000	-0.014 0.062
Indebt	0.144(**) 0.000	-0.053(**) 0.000	0.015 0.051	-0.050(**) 0.000	-0.114(**) 0.000	0.151(**) 0.000	0.035(**) 0.000
Age	1.000 0.	-0.117(**) 0.000	-0.037(**) 0.000	-0.071(**) 0.000	-0.051(**) 0.000	0.047(**) 0.000	0.035(**) 0.000
Aprice	-0.083(**) 0.000	1.000 0.	-0.010 0.199	-0.462(**) 0.000	0.227(**) 0.000	0.007 0.332	0.024(**) 0.001
Turnover	-0.025(**) 0.001	0.183(**) 0.000	1.000 0.	-0.311(**) 0.000	-0.041(**) 0.000	0.015(*) 0.043	0.443(**) 0.000
BM	-0.105(**) 0.000	-0.682(**) 0.000	-0.313(**) 0.000	1.000 0.	-0.065(**) 0.000	-0.146(**) 0.000	-0.226(**) 0.000
ROE	-0.105(**) 0.000	0.427(**) 0.000	-0.078(**) 0.000	-0.223(**) 0.000	1.000 0.	-0.009 0.222	0.028(**) 0.000
VROE	-0.156(**) 0.000	0.191(**) 0.000	0.018(*) 0.017	-0.297(**) 0.000	0.207(**) 0.000	1.000 0.	-0.010 0.171
Return	0.008 0.268	0.011 0.155	0.389(**) 0.000	-0.212(**) 0.000	0.050(**) 0.000	-0.077(**) 0.000	1.000 0.

注：**表示相关系数在1%的重要性水平上显著，*表示相关系数在5%的重要性水平上显著。
本表每格上面数字表示相关系数，下面数字表示P值，本表右上角上半部分是pearson相关系数，左下角下半部分是spearman相关系数。

由单因素的相关性分析我们看到,除与 $VROE$ 相关性不显著外,波动性变量与观察变量及控制变量都存在相关关系,且非常显著。由单因素相关性列表的结果看来,三个观察变量 IO , $IOchange$, ION 之间有一定的相关性,尤其是 IO 与 ION 相关性较强,控制变量之间单因素相关性相对较小。

3 结果及分析

3.1 机构持股与股价波动性之间的关系

在这里,我们对机构持股与股价波动的关系进行面板数据回归分析。表 5 呈列的为全样本数据的 Fix-effect 方式回归结果,表 6 为全样本数据的 Pool cross-section 回归结果。

对于面板数据, $T=15$ (季度),我们采用了 STATA9.0 中的面板数据回归的固定效应方式(fixed-effects)进行回归检验。针对面板数据的固定效应回归方式(FE)和随机效应回归(RE)方式,进行了 STATA 的 Hausman 检验。Hausman 检验发现,采用固定效应方式进行面板数据回归是较好的回归检验方法。Hausman 检验结果在文中省略。模型回归的 R^2 在 2%至 3%之间,模型总体的 F 值在 1%的水平上显著,说明了回归方程具有较好的解释能力。我们也同时采用了面板数据的 Pool cross-section 方式进行回归,模型的 R^2 在 7%左右。两种面板回归方式得出的结果相似,见表 5 和表 6。

表 5 全样本数据的 Fix-effect 方式的回归结果

Regression	变量预期符号	1	2	3	4	5	6	7
<i>cons</i>		2.787 2 0.000***	2.643 0.000***	2.953 0.000***	2.659 0.000***	2.934 0.000***	2.908 0.000***	2.844 0.000***
<i>IO</i>	+	0.213 2 0.000***			0.021 3 0.719	-0.040 2 0.489		-0.109 1 0.079*
<i>IOchange</i>	+		0.343 3 0.000***		0.333 3 0.000***		0.145 2 0.007***	0.180 8 0.002***
<i>ION</i>	+			0.004 5 0.000***		0.004 6 0.000***	0.003 7 0.000***	0.003 9 0.000***
<i>LTBL</i>	?	-0.160 6 0.051*	-0.148 0.070*	-0.115 2 0.158	-0.151 6 0.066*	-0.106 7 0.196	-0.128 9 0.115	-0.109 3 0.185
<i>lnLTGS</i>	?	-0.122 4 0.000***	-0.114 7 0.000***	-0.134 3 0.000***	-0.115 6 0.000***	-0.133 3 0.000***	-0.131 5 0.000***	-0.128 0.000***
<i>Indebt</i>	+	0.303 4 0.000***	0.298 3 0.000***	0.298 9 0.000***	0.298 6 0.000***	0.298 5 0.000***	0.297 9 0.000***	0.296 5 0.000***

(续表)

Regression	变量预期符号	1	2	3	4	5	6	7
<i>Age</i>	—	-0.0052 0.000***	-0.0049 0.000***	-0.0047 0.000***	-0.0049 0.000***	-0.0047 0.000***	-0.0047 0.000***	-0.0046 0.000***
<i>Aprice</i>	?	-0.0014 0.060*	-0.0006 0.390	-0.0024 0.001***	-0.0007 0.360	-0.0024 0.001***	-0.002 0.007***	-0.0018 0.015**
<i>Turnover</i>	?	-2.046 0.000***	-2.224 0.000***	-2.199 0.000***	-2.189 0.000***	-2.269 0.000***	-2.142 0.000***	-2.316 0.000***
<i>BM</i>	?	0.3759 0.000***	0.3659 0.000***	0.3754 0.000***	0.3675 0.000***	0.3727 0.000***	0.3759 0.000***	0.3686 0.000***
<i>ROE</i>	—	-0.158 0.000***	-0.1627 0.000***	-0.1736 0.000***	-0.1631 0.000***	-0.1731 0.000***	-0.1747 0.000***	-0.1738 0.000***
<i>VROE</i>	+	-0.1037 0.602	-0.1242 0.531	-0.1095 0.581	-0.1214 0.541	-0.1143 0.564	-0.1094 0.581	-0.1224 0.537
<i>Return</i>	?	-0.0824 0.000***	-0.0928 0.000***	-0.080 0.000***	-0.0933 0.000***	-0.0783 0.000***	-0.0876 0.000***	-0.0848 0.000***
<i>F</i> 值		155.76	159.64	163.82	146.34	150.20	150.83	139.48
校正 R^2		0.0287	0.0330	0.0349	0.0327	0.0356	0.0352	0.0372

注：***, **, * 分别表示在 1%, 5%, 10% 的水平上显著；每格下方数字表示 P 值。

表 5 中的回归模型(1)~(3)是在控制几个控制变量情况下对 3 个观察变量的回归，模型(4)~(6)是对两个观察变量的回归，模型(7)则是对所有观察变量的回归。由表 5 可知，对单个观察变量的回归显示，三个观测变量 IO (机构持股比例)、 $IOchange$ (机构持股比例变化)、 ION (持股机构数)与波动性都呈现显著的正相关关系，且 IO 、 $IOchange$ 的相关性都很强。在两个观察变量模型中， $IOchange$ 和 ION 仍然表现出非常显著的正相关，而 IO 变量在加入了 ION 或者 $IOchange$ 之后显著性下降，从显著变为不显著。但是，对三个观察变量的回归显示， ION 、 $IOchange$ 虽然相关系数变小但仍表现出非常强的正相关关系， IO 变量在 10% 的水平上显著且与波动性成负相关，相关系数为 -0.1091。

在控制变量中，除 $VROE$ (ROE 方差)和 $LTBL$ (流通股占比)表现不显著外，其他控制变量与波动性都存在较高水平的显著关系。不过， BM (账面市值比)与 $Turnover$ (日换手率)的符号与预期相反，可能的解释是 A 股上市的上市公司市场价格偏离价值严重， BM 并不能很好的说明公司的增长性，因此市场上频繁的换手率有助于价格回归价值，高换手与波动性呈现负相关。而 $Return$ (股票收益率)符号与预期的不一致，表明在我国的 A 股市场中以波动性为代表的风险因素并不能很好在当期市场回报中得到反映。

同样，我们用面板数据进行了 Pool cross-section 回归，结果见表 6。从表 6 可见，结果与表 5 的相似。为了节省篇幅，这里只列出回归结果不做更多分析。

表 6 全样本数据的 Pool cross-section 方式的回归结果

Regression	变量预期符号	1	2	3	4	5	6	7
<i>cons</i>		1.515 0.000***	1.491 0.000***	2.060 0.000***	1.441 0.000***	2.086 0.000***	2.008 0.000***	2.001 0.000***
<i>IO</i>	+	0.0001 0.999			-0.089 0.014**	-0.205 0.000***		-0.238 0.000***
<i>IOchange</i>	+		0.274 0.000***		0.317 0.000***		0.101 0.034**	0.174 0.000***
<i>ION</i>	+			0.004 0.000***		0.005 0.000***	0.003 0.000***	0.004 0.000***
<i>LTBL</i>	?	-0.245 0.000***	-0.252 0.000***	-0.203 0.000***	-0.249 0.000***	-0.182 0.000***	-0.209 0.000***	-0.189 0.000***
<i>lnLTGS</i>	?	-0.065 0.000***	-0.064 0.000***	-0.098 0.000***	-0.060 0.000***	-0.097 0.000***	-0.095 0.000***	-0.092 0.000***
<i>Indebt</i>	+	0.097 0.000***	0.096 0.000***	0.086 0.001***	0.097 0.000***	0.085 0.001***	0.086 0.001***	0.086 0.001***
<i>Age</i>	-	0.0001 0.402	0.0001 0.446	0.0001 0.442	0.0001 0.261	0.0001 0.783	0.0001 0.501	0.000 0.974
<i>Aprice</i>	?	-0.004 0.000***	-0.004 0.000***	-0.006 0.000***	-0.003 0.000***	-0.005 0.000***	-0.005 0.000***	-0.005 0.000***
<i>Turnover</i>	?	-3.496 0.000***	-3.352 0.000***	-2.939 0.000***	-3.599 0.000***	-3.423 0.000***	-2.931 0.000***	-3.485 0.000***
<i>BM</i>	?	0.265 0.000***	0.271 0.000***	0.288 0.000***	0.257 0.000***	0.261 0.000***	0.288 0.000***	0.257 0.000***
<i>ROE</i>	-	-0.163 0.000***	-0.170 0.000***	-0.188 0.000***	-0.162 0.000***	-0.174 0.000***	-0.188 0.000***	-0.173 0.000***
<i>VROE</i>	+	-0.064 0.593	-0.060 0.617	-0.023 0.85	-0.089 0.46	-0.081 0.5	-0.024 0.839	-0.093 0.438
<i>Return</i>	?	-0.021 0.137	-0.036 0.012**	-0.036 0.01***	-0.034 0.019**	-0.030 0.036**	-0.040 0.004***	-0.036 0.012**
<i>F 值</i>		122.573	126.361	134.721	116.372	126.225	123.894	117.561
<i>校正 R²</i>		0.070	0.072	0.076	0.072	0.077	0.076	0.078

注:***,**, *分别表示在 1%, 5%, 10% 的水平上显著; 每格里下方数字表示 *P* 值。

根据 2005 至 2008 年的 15 个季度的面板数据回归结果, 我们可以得到的结论是: 机构持股比例(*IO*)与波动性呈显著负相关, 但持有股票的机构数量(*ION*)、机构持股的当季比例变化(*IOchange*)与波动性呈显著正相关。

机构投资者整体持股比例(*IO*)显著为负, 说明机构作为一个市场参与主体起到了稳

定市场的作用,证实了祁斌的研究结论支持了机构稳定假说。计量模型拟合度最高能够达到7%以上,这在面板数据的分析中是较为满意的结果。研究认为,实证分析结果肯定了我 国近年来超常规发展机构投资者的政策,在一定程度上有效稳定了资本市场。因为机构投资者作为整体拥有更多的信息渠道,能够获得上市公司更广泛的信息,并且机构处理信息分析信息的能力较强,可以快速把有效信息通过市场交易反映在价格中,促进市场的有效性和市场价格和价值的趋同。此外,整体机构持股所表现的与股价波动的显著负相关,也表明机构偏好假说有可能成立,因为机构投资者受到委托代理关系的牵制代人理财,对于风险和波动大的股票采取回避策略。为了进一步区分机构稳定性假说和机构偏好假说,研究将采用2SLS回归方法,使用工具变量以考察机构持股和股价波动的因果关系。

但是,实证结果表明,机构的交易行为似乎加剧了股价的波动。机构交易越多(持股比例变化越大),股价波动越剧烈,这是因为随着我国机构投资者的发展,机构持股占流通股比例显著增多,机构已经逐渐成为主宰市场的参与者,它们的交易会对市场产生举足轻重的影响。当然机构的正反馈交易也有可能加剧市价的波动,这种行为是一种非理性的交易策略,会造成市场价格偏离价值,股价大起大落。我国的机构投资者是否也存在正反馈交易行为不是本研究的主要内容,有待今后的研究来证实。不过,持股机构数量与股价波动显著正相关这一结果,从侧面证实了我 国机构存在一定的羊群行为(伍旭川和何鹏,2005)。

3.2 牛、熊市场中的机构持股与市场波动

2005至2008年中国股票市场经历了一个较为明显的牛市和熊市阶段,在这两个不同的市场中,机构投资者持股与市场波动之间是否相同,也是我们关心的问题之一。为此,我们分三个阶段分别进行了考察。

2005年6月6日上证综指跌破1000点,2006年初在1200左右徘徊,2006至2007年10月股票市场经历了一次前所未有的大牛市,上证指数从1200点狂涨至6100,之后从2007年第4季度开始,股市一路下行至2008年年底上证指数又回到1800点左右。依据能够综合反映我国股市总体走势的上证指数的情况,我们把整个样本期间依据市场的总体状况分成三个阶段分别观测。2005年1季度至2005年4季度为第一个观测阶段,这个时期股市处于盘整阶段总体走势平稳。2006年1季度至2007年3季度为观测的第二个阶段,此时股市处于大牛市之中,观测变量对于波动性的影响可能不同。2007年4季度至2008年3季度为股市的下行阶段,作为第三个观测阶段。

在以下分期间的实证回归中,我们使用了面板数据的固定效应回归方式。

1) 2005年1季度至2005年4季度熊市盘整阶段

在此期间的有效样本共有4344个,样本的描述性统计和单因素相关性在此省略。

回归同样采用前面研究所采用的面板数据固定效应(FE)回归方式。用 Hausman 检验拒绝了随机效应(RE)的回归方式。第一阶段的面板回归分析结果如表 7 所示。

表 7 2005 年第 1 季度至 2005 年第 4 季度的熊市盘整阶段回归结果

Regression	变量预期符号	1	2	3	4	5	6	7
<i>cons</i>		-3.983 0.239	-2.97 0.377	-3.225 0.340	-4.322 0.198	-3.632 0.283	-3.161 0.348	-4.26 0.205
<i>IO</i>	+	0.0716 0.758			-1.58 0.000***	-0.5804 0.054*		-1.623 0.000***
<i>IOchange</i>	+		0.8205 0.000***		1.629 0.000***		0.962 0.000***	1.578 0.000***
<i>ION</i>	+			0.0051 0.005***		0.0081 0.001***	-0.0023 0.370	0.00117 0.656
<i>LTBL</i>	?	16.30 0.000***	16.46 0.000***	16.37 0.000***	16.56 0.000***	16.386 0.000***	16.46 0.000***	16.56 0.000***
<i>lnLTGS</i>	?	-1.243 0.000***	-1.289 0.000***	-1.274 0.000***	-1.234 0.000***	-1.257 0.000***	-1.282 0.000***	-1.236 0.000***
<i>Indebt</i>	+	-0.345 0.137	-0.3545 0.125	-0.35 0.131	-0.3231 0.160	-0.3384 0.144	-0.353 0.126	-0.3228 0.161
<i>Age</i>	-	0.2717 0.000***	0.2687 0.000***	0.2688 0.000***	0.2741 0.000***	0.2701 0.000***	0.2696 0.000***	0.2738 0.000***
<i>Aprice</i>	?	0.0418 0.003***	0.0424 0.002***	0.0391 0.004***	0.0619 0.000***	0.0443 0.001***	0.044 0.001***	0.0616 0.000***
<i>Turnover</i>	?	-23.81 0.000***	-23.053 0.000***	-23.597 0.000***	-23.671 0.000***	-23.96 0.000***	-23.03 0.000***	-23.697 0.000***
<i>BM</i>	?	-1.246 0.000***	-1.217 0.000***	-1.208 0.000***	-1.389 0.000***	-1.258 0.000***	-1.232 0.000***	-1.387 0.000***
<i>ROE</i>	-	-1.033 0.000***	-1.081 0.000***	-1.072 0.000***	-0.9807 0.000***	-1.041 0.000***	-1.07 0.000***	-0.9835 0.000***
<i>VROE</i>	+	-4.138 0.080*	-4.254 0.071*	-4.223 0.074*	-4.252 0.070*	-4.23 0.073*	-4.23 0.072*	-4.262 0.069*
<i>Return</i>	?	-1.366 0.000***	-1.393 0.000***	-1.335 0.000***	-1.42 0.000***	-1.318 0.000***	-1.41 0.000***	-1.411 0.000***
<i>F 值</i>		749.91	758.18	752.49	701.74	690.70	695.02	647.60
<i>校正 R²</i>		0.0022	0.0023	0.0023	0.0023	0.0022	0.0023	0.0023

注:***,**, *分别表示在 1%, 5%, 10% 的水平上显著;每格里下方数字表示 P 值。

根据实证结果可以看到,观测变量 *IO*(机构持股比例)、*IOchange*(机构持股比例变化)、*ION*(持股机构数)分别做回归时, *IOchange* 和 *ION* 的符号与预期一致且非常显著。

在双变量回归中, *IO* 变量符号为负且显著。三个变量同时回归时, *IO* 显著为负, *IOchange* 显著为正, *ION* 则不显著。这一结果表明, 在股市处于熊市盘整阶段, 机构持股在一定程度上减弱了股市的波动性、稳定了市场。由此阶段的实证分析结果我们可以推测, 在市场低迷阶段, 机构持股有利于市场稳定, 而对单只股票, 持有机构数量的增多和机构的当季买卖行为频繁会增大股票价格的波动性。

控制变量中 *Age*(上市时间)、*Aprice*(季度平均股价)、*Turnover*(日换手率)、*VROE*(*ROE* 方差)、*Return*(股票收益率)显著, 但与预期符号不同, 说明上市时间越久、股价季度均价越高、日换手率越高、*ROE* 方差越高、股票收益率越高的股票, 波动性越小。对于这一结果, 似乎不能从波动性来自交易行为越频繁、股票风险较高则波动性较高角度来解释。

2) 2006 年 1 季度至 2007 年 3 季度牛市上升阶段

这一阶段为股市上升阶段。在此期间的有效样本共有 8 105 个样本。同样, 运用固定效应 STATA9.0 面板数据回归, 结果如表 8 所示。

表 8 2006 年第 1 季度至 2007 年第 3 季度的牛市上升阶段回归结果

Regression	变量预期符号	1	2	3	4	5	6	7
<i>cons</i>		-0.095 0.000***	-0.0946 0.000***	-0.0953 0.000***	-0.0937 0.000***	-0.0935 0.000***	-0.0931 0.000***	-0.0928 0.000***
<i>IO</i>	+	0.0127 0.000***			0.0091 0.000***	0.0091 0.000***		0.0074 0.000***
<i>IOchange</i>	+		0.0087 0.000***		0.0043 0.003***		0.0055 0.000***	0.0027 0.076***
<i>ION</i>	+			0.0001 0.000***		0.00006 0.000***	0.00006 0.000***	0.00005 0.001***
<i>LTBL</i>	?	0.0035 0.201	0.0053 0.049**	0.0058 0.032**	0.0038 0.159	0.004 0.139	0.0054 0.046**	0.0042 0.126
<i>lnLTGS</i>	?	0.0072 0.000***	0.0073 0.000***	0.0072 0.000***	0.0071 0.000***	0.0071 0.000***	0.0071 0.000***	0.00703 0.000***
<i>Indebt</i>	+	0.0071 0.000***	0.0067 0.001***	0.0064 0.001***	0.007 0.000***	0.0068 0.001***	0.0065 0.001***	0.0068 0.001***
<i>Age</i>	-	-0.0003 0.000***	-0.0002 0.000***	-0.0002 0.000***	-0.0002 0.000***	-0.0002 0.000***	-0.00023 0.000***	-0.0002 0.000***
<i>Aprice</i>	?	0.0004 0.000***	0.0004 0.000***	0.0004 0.000***	0.00038 0.000***	0.00036 0.000***	0.00039 0.000***	0.0004 0.000***
<i>Turnover</i>	?	0.3033 0.000***	0.289 0.000***	0.2875 0.000***	0.3009 0.000***	0.3007 0.000***	0.2904 0.000***	0.2997 0.000***

(续表)

Regression	变量预期符号	1	2	3	4	5	6	7
<i>BM</i>	?	-0.0108 0.000***	-0.012 0.000***	-0.0116 0.000***	-0.0111 0.000***	-0.0108 0.000***	-0.0117 0.000***	-0.011 0.000***
<i>ROE</i>	-	-0.0017 0.185	-0.0017 0.175	-0.00194 0.121	-0.0017 0.163	-0.0019 0.124	-0.00196 0.117	-0.002 0.121
<i>VROE</i>	+	0.0309 0.000***	0.0302 0.000***	0.0303 0.000***	0.03077 0.000***	0.0308 0.000***	0.0304 0.000***	0.031 0.000***
<i>Return</i>	?	-0.0002 0.557	-0.0002 0.640	0.0002 0.677	-0.00035 0.361	-0.0002 0.568	-0.0002 0.689	-0.0003 0.438
<i>F</i> 值		377.99	375.94	376.22	347.64	348.62	347.15	322.15
校正 R^2		0.0699	0.0779	0.0780	0.0727	0.0729	0.0789	0.0743

注:***,**, *分别表示在1%, 5%, 10%的水平上显著;每格下方数字表示 P 值。

此样本期间正处在中国股票市场的牛市阶段,股票价格指数一路上涨,波动性剧烈。实证表明研究所重点观测的三个观测变量在单独回归、双变量回归和总体回归中都在1%的水平上显著,且与波动性成正相关关系。其中, IO 变量对于波动性的系数最大,且与股市盘整阶段的回归系数符号相反,说明在此阶段机构投资者的持股行为加大了股市的波动性。根据上述结果可以推测,在牛市阶段机构投资者放弃了机构本应具备的价值投资理念和稳定市场的角色作用,在一定程度上追逐短期利益,从而加大了股市的波动性。与市场低迷盘整阶段不同,在低迷盘整阶段机构持股对于市场的波动性起到了稳定的作用,而在牛市期间机构的持股却加大了股市的波动性。

在股市上升阶段的回归结果中,控制变量 $LTBL$ (流通股占比)、 ROE (净资产收益率)和 $Return$ (股票收益率)不显著, $Indebt$ (资产负债率)、 Age (上市时间)、 BM (账面市值比)、 $VROE$ (ROE 方差)显著,且与预期符号一致,表明资产负债率高、上市时间短、账面市值比低、 ROE 方差大的股票,其波动性也较高。但 $Aprice$ (季度平均股价)、 $Turnover$ (日换手率)显著但与预期符号相反,表明这一阶段的平均股价高、换手率低的股票其波动性较高。

3) 2007 年 4 季度至 2008 年 3 季度熊市下跌阶段

这一阶段市场的特点是股价快速下降,可谓一路下行,上证指数从 6000 多点下跌到 1800 点左右。此阶段四个季度的有效样本数据共 5496 个,描述性统计和单因素相关性分析在此省略,多元回归分析仍然采用面板数据的固定效应回归方法。回归的实证结果如表 9 所示。

表9 2007年第4季度至2008年第3季度熊市下跌阶段的回归结果

Regression	变量预期符号	1	2	3	4	5	6	7
<i>cons</i>		-0.1393 0.000***	-0.148 0.000***	-0.147 0.000***	-0.1424 0.000***	-0.1466 0.000***	-0.1475 0.000***	-0.1454 0.000***
<i>IO</i>	+	0.00823 0.000***			0.0052 0.097*	0.0007 0.762		0.0019 0.547
<i>IOchange</i>	+		0.0048 0.000***		0.0024 0.205		-0.00037 0.807	-0.0011 0.565
<i>ION</i>	+			0.00008 0.000***		0.00007 0.000***	0.00008 0.000***	0.00008 0.000***
<i>LTBL</i>	?	-0.0034 0.381	-0.0014 0.713	0.00104 0.783	-0.0028 0.468	0.0007 0.859	0.0012 0.756	0.0006 0.880
<i>lnLTGS</i>	?	0.0035 0.007***	0.0037 0.004***	0.0035 0.006***	0.0035 0.006***	0.0035 0.007***	0.0035 0.006***	0.0034 0.007***
<i>Indebt</i>	+	0.0068 0.076*	0.0064 0.093*	0.0068 0.076*	0.0066 0.084*	0.0068 0.075*	0.00677 0.075*	0.0068 0.072*
<i>Age</i>	-	0.00098 0.000***	0.001 0.000***	0.001 0.000***	0.001 0.000***	0.001 0.000***	0.001 0.000***	0.001 0.000***
<i>Aprice</i>	?	0.0001 0.000***	0.00016 0.000***	0.00014 0.000***	0.00015 0.000***	0.0001 0.000***	0.0001 0.000***	0.00014 0.000***
<i>Turnover</i>	?	0.2508 0.000***	0.2429 0.000***	0.2404 0.000***	0.248 0.000***	0.2414 0.000***	0.2402 0.000***	0.2422 0.000***
<i>BM</i>	?	0.0035 0.041**	0.0026 0.129	0.0026 0.124	0.0031 0.071*	0.0027 0.118	0.0026 0.122	0.0028 0.103
<i>ROE</i>	-	-0.0003 0.753	-0.0003 0.756	-0.0007 0.493	-0.0004 0.732	-0.0007 0.492	-0.0007 0.493	-0.0007 0.491
<i>VROE</i>	+	-0.0098 0.421	-0.0105 0.390	-0.0095 0.432	-0.01 0.408	-0.0095 0.433	-0.0095 0.434	-0.0093 0.440
<i>Return</i>	?	-0.0077 0.000***	-0.0077 0.000***	-0.0076 0.000***	-0.0077 0.000***	-0.0076 0.000***	-0.0075 0.000***	-0.0075 0.000***
<i>F值</i>		101.13	100.99	104.33	92.85	95.62	95.62	88.28
<i>校正R²</i>		0.0020	0.0020	0.0018	0.0020	0.0018	0.0018	0.0018

注：***, **, *分别表示在1%, 5%, 10%的水平上显著；每格里下方数字表示P值。

上述实证分析结果表明，*IO*、*IOchange* 不显著，但 *ION* 无论在单独回归和总体回归中均在1%的水平上通过检验，即与波动性呈显著正相关。在控制变量方面，*Indebt*（资产负债率）、*Turnover*（日换手率）显著，且与预期符号一致，表明资产负债率、日换手率较高的公司其股票的波动性更大。不过，*lnLTGS*（流通股自然对数）、*Age*（上市时间）、

$Aprice$ (季度平均股价)和 $Return$ (股票收益率)几个变量虽显著却与预期符号相反,表明流通股数量较多、上市时间较长、平均股价较高以及股票收益率较高的公司其股价波动性也较高。从市场角度来看,也就是说,这些股票股价已经在高位,在回落的市场中其波动性会更大。

上述分阶段回归表明,在牛、熊市场中,机构投资者行为对市场产生的作用是不同的。股价上涨期间,机构投资者持股的作用更倾向于用“交易行为假说”来解释,即机构持股与市场波动性之间是正相关的,或者说,机构会加剧市场的波动。而在市场盘整阶段,机构持股更倾向于用“偏好假说”和“信息优势假说”来解释,也即机构持股具有稳定市场的作用,这与祁斌等人(2006)运用 2001 至 2004 年数据得到的机构持股稳定市场波动性的实证结果接近。然而,机构的交易以及持股机构数量无论在什么市场,均会加剧市场的波动。

3.3 机构持股与股价波动内生性检验

前面的结果表明机构持股与股价波动有显著负相关关系。考虑到以往此类研究中曾提到的机构持股和股价波动内生性问题,本研究采用处理内生性问题最常用的“两阶段最小二乘法”,寻找与机构变量相关但是与股价波动无关的工具变量,表 2 针对波动性两种回归方法中与因变量没有显著相关的自变量 Age , $VROE$, $LTBL$, 将其分别作为两阶段最小二乘法中两种回归方法的工具变量使用。这些变量在对于机构持股比例的回归中呈现显著性,符合计量 2SLS 中工具变量的要求。检验内生性回归结果见表 10。

表 10 内生性检验回归结果

Regression	第一阶段回归 IO 为因变量		第二阶段回归 $Volatility$ 为因变量	
	Pool cross	Fixed effect	Pool cross	Fixed effect
$Cons$	-0.519*** 0.000	-0.8172*** 0.000	1.994*** 0.000	3.178*** 0.000
IO			-0.1006 0.713	-0.1188* 0.053
$IOchange$			0.1323 0.161	0.1796*** 0.002
ION			0.0037*** 0.000	0.0040*** 0.000
$LTBL$	0.049*** 0.000	0.2096*** 0.000	-0.1981*** 0.000	
Age	0.000*** 0.000	0.0009*** 0.000		-0.0048** 0.000

(续表)

Regression	第一阶段回归 IO 为因变量		第二阶段回归 $Volatility$ 为因变量	
	Pool cross	Fixed effect	Pool cross	Fixed effect
$VROE$	-0.332*** 0.000	-0.1435*** 0.000		
R^2 组内		0.3368		0.0995
R^2 组间		0.0681		0.0139
R^2 总体	0.411	0.1527	0.0773	0.0352

注：***, **, *分别表示在 1%, 5%, 10% 的水平上显著。

在内生性检验中我们省略列出了其他的控制变量,从工具变量的显著性看,不但显著与机构整体持股相关,并且总体拟合度较好。在第二阶段的最小二乘法回归结果中,除了 Pool-cross 回归方式中机构持股与股价波动不显著以外,在固定效应回归中机构持股仍然呈现出与股价波动的显著负相关性。2SLS 实证检验结果表明,在排除了变量的内生性问题之后,机构持股仍然显著地减小了股价波动、稳定了市场。这表明,机构作为一个整体在我国的资本市场中起到了稳定市场的作用,发挥了政策制定者和市场监管者希望机构发挥的作用。但是在机构逐利的驱使之下,机构也存在一定程度的“正反馈交易策略”和“羊群行为”。

3.4 机构类型与股价波动实证检验

国内外现有针对机构和市场波动的研究都是就机构整体持股而言,以上实证分析也证实了机构整体具有一定的稳定市场的作用。但是,在我国股票市场上活跃着的机构类型繁多,有以开放式基金和券商为代表的迅速成长的机构投资者,也有获批投入资金有限的保险公司和社保基金为代表的机构投资者,还有长期持有股票的一般法人投资者等等。针对机构投资者的属性,现存我国股票市场交易的机构投资者有 12 种之多,分别是保险公司、财务公司、非金融公司、基金、QFII、券商、券商理财产品、企业年金、社保基金、信托公司、一般法人、银行持股。由于机构整体对于股价波动所表现出来的双向作用,研究认为各类机构投资者的特性不同,交易策略也不同,必然对股价波动产生不同的影响。例如,作为机构主要组成部分的基金其交易行为和策略受到市场周期和委托代理责任的影响,不同时期所表现的作用可能不同。作为保险公司和社保基金持股的机构其长期投资趋势更为明显,不易受到短期市场价格变化的影响。各种类型机构对于股价波动的影响,本文将采用此前所采用的方法进行实证检验,实证结果如表 11 所示。

表 11 机构投资者类型与股价波动实证结果

各类机构投资者	回归系数	P 值	样本数量
保险公司持股	-1.743***	0.006	2010
财务公司持股	-0.3298	0.961	352
非金融公司持股	0.0467	0.942	1040
基金持股	-0.0696	0.46	12589
QFII 持股	-0.2647	0.595	2370
券商持股	1.1269*	0.069	3268
券商理财产品持股	-3.013	0.117	1201
企业年金持股	-23.04	0.212	51
社保基金持股	-2.2***	0.003	2529
信托公司持股	-1.598**	0.019	1382
一般法人持股	-0.1567*	0.094	12732
银行持股	0.1086	0.966	177

注：***, **, * 分别表示在 1%, 5%, 10% 的水平上显著。

由于篇幅限制,在这里我们只列出了各类型机构变量的回归系数和 P 值,其他控制变量与表 10 类似的在此省略。从实证结果分析,占有机构份额最多的基金其回归系数并不显著,研究不能得出基金稳定了市场的结论。但是在所有观测的 12 类机构中,保险公司、社保基金、信托公司和一般法人持股显著地表现出稳定市场的作用,分析认为这些机构持股主要以战略投资和价值投资为主,交易策略稳定且表现出长期投资趋势,这些特性都有利于市场价格的稳定和市场价格对于价值的回归,在这些机构中又以保险公司、社保基金和信托公司表现最为突出,回归系数分别为 -1.743, -2.2, -1.598。研究分析认为我国在当前不断完善和发展机构投资者的过程中应当大力发展社保、保险、信托等金融机构进入市场的力度,逐步取消一些制度性的限制,这都将有利于市场的稳定发展。同时实证检验也注意到券商持股却表现出与价格波动显著的正相关关系,说明券商加剧了股价的波动。这可能是因为券商在追逐短期利益时追涨杀跌,非理性的交易行为使得市场价格扭曲加剧了市场波动。因此研究认为在对于券商自营业务中应当限制其交易总量,并进一步引导券商转向价值投资,起到市场信息优势者的作用以维稳市场。在其他类型的机构投资者中,一方面由于其在整体机构中所占比例较少,另一方面因为样本数量有限,在我们的实证检验中没有表现出对于股价波动的显著特性。对于此类机构的政策制定和导向的发展还有待进一步的研究。

4 结论和不足

本文采用我国 A 股市场 2005 年至 2008 年数据实证检验了整体机构持股与股价波动之间的关系,并对机构进行细化分类,研究不同种类机构对于市场波动的影响,得出以下主要结论:

第一,整体机构投资者持股显著地稳定了市场波动,验证了祁斌等人(2006)的研究结论。但是实证结果也显示,机构的交易行为会明显的加剧股价的波动,并且持有机构数量越多股价波动越剧烈,这可能是因为机构在交易方向上的同向性(即“羊群行为”)和“正反馈交易策略”所致。这一结果表明机构整体对于市场波动并非是单向性的影响。

另外,机构持股的作用在股票市场处于涨跌时期存在一定的差异,在市场低迷盘整阶段,机构持股与波动性呈负相关关系,但在市场上涨阶段则呈正相关关系。这表明在盘整时期,机构持股起到稳定市场的作用,但在上涨时期,则可能加剧市场的波动。无论何时,机构的交易以及持股数量都会加剧市场波动。

本研究还采用 2SLS 方法做了进一步的分析,排除了变量的内生性问题,认为机构整体持股具有维稳市场的作用。

第二,本文对于机构进行的分类研究中,实证结果表明保险、社保、信托、一般法人持股这些机构投资者显著地稳定了市场,而券商持股则加剧了市场波动,其他机构持股对于股价波动的影响并不显著。研究认为,我国应进一步发展那些能够稳定市场的机构,逐步放开政策限制,引导其他机构投资者向价值投资类型转变,这些都将有利于我国资本市场的不断发展和完善。

本研究尚存在以下不足:①由于公开的机构数据限制,研究只能针对机构投资者季度持股数据和交易数据进行,机构实时交易对于市场所产生的影响不得而知。这也是中外机构研究中普遍的问题。②在针对机构的分类研究中使用的是已有的机构投资者类型,在诸种机构中有着极其相似的类型和完全不同的类型,研究并未对其加以汇总。机构如何科学分类也是当前研究争论的问题之一,有待进一步的研究探讨。

参考文献

- [1] 祁斌,黄明,陈卓思. 机构投资者与股市波动性[J]. 金融研究,2006(9):54-64.
- [2] 伍旭川,何鹏. 中国开放式基金羊群行为分析[J]. 金融研究,2005(5):60-69.
- [3] DeLong J B, Shleifer A, Summers L, Waldman R. Positive feedback investment strategies and destabilizing rational speculation[J]. Journal of Finance, 1990, 45 (2): 379-396.
- [4] Dennis P J, Strickland D. Who blinks in volatile Markets, individuals or institutions[J], Journal of Finance, 2002, 57(5): 1923-1949.

- [5] Faugere C, Shawky H A. Volatility and institutional investor holdings in a declining market: a study of Nasdaq during the Year 2000[J]. Journal of Applied Finance, 2003, 13 (2): 32-42.
- [6] Gompers P A and Metrick A. How are large institutions different from other investors? Why do these differences matter? [R] Harvard Business School, , 1998, March 22-30.
- [7] Potter G. Accounting earnings announcements, institutional investor concentration and common stock returns[J]. Journal of Accounting Research, 1992, 30(1): 146-155.
- [8] Sias R W. Volatility and the institutional investor[J]. Financial Analysts Journal, 1996, 52 (2): 13-20.
- [9] Sosin K, Rives J and West J. Unions and gender pay equity in academe: a study of U. S. institutions[J]. Feminist Economics, 1998, 4: 25-45.

排名压力下的基金风格漂移实证研究

龙振海

摘要 本文以中国 2006 年到 2008 年的所有投资基金为研究对象,主要考察基金在排名压力下投资行为的变化。首先为衡量这种行为变化,我们采用统计方法对基金类别进行了划分,在此基础上,研究了基金投资风格的漂移现象。研究发现,基金投资风格有集中或类同的现象,并且实际的投资风格与宣称的类别有较大的偏离。基金存在一定的投资风格漂移现象。在风格漂移影响因素中,市场预期、前期的业绩排名是主要因素。对于在欧美国家具有很好解释力的基金经理变动这一因素在我国却不能很好地解释基金风格漂移。研究还发现,处于业绩排名前后 10% 的基金风格漂移程度不同,那些业绩排名靠前的基金从 3 年业绩来看表现出更为积极的风格漂移。我们的结论是,在业绩排名压力下,排名在前的基金采取了积极的变换投资风格的行为,这对投资者是有利的。

关键词 机构投资者,基金风格,基金排名

1 引言

研究基金排名,主要是想了解业绩排名压力会对基金的投资行为产生什么影响。按行业内的说法,在排名压力下,基金会经常变换投资风格(Brown and Goetzmann, 1997; Chan, Chen and Lakonishok, 2002; Kim, Shukla and Thomas, 2000; 熊胜君, 杨朝军, 2005)。如果投资风格发生变化,基金能否保持业绩排名优势呢? 或者说是否会损害基金投资者的利益? 这些问题正是我们所关心的。

对于基金投资策略风格的变动,用“漂移”一词来表述,以体现这种变化的经常性和不稳定性。为了解基金排名压力对基金投资风格的影响,我们首先需要了解基金投资风格漂移与哪些因素有关。按国内外研究文献报道,基金风格在不同年度频繁变换的主要原因有 3 个:基金的业绩排名压力、宏观经济的波动以及基金本身治理结构的改变(包括基金经理的变动)(熊胜君, 杨朝军, 2005; Gallo and Lockwood, 1999)。但是就我国的情况来看,哪种原因起作用呢? 目前尚未达成共识。

要研究基金的风格漂移问题,就必须先解决基金投资风格的分类问题。本文采用纵向收益率方法(Sharpe, 1992),对各基金的投资风格进行分类。一改以往国内只关注基金截面研究角度,对不同年度的基金风格分类进行了连续观察。

本文的主要贡献在于:首先,从两种分类的角度验证了基金宣称的类型和实际类别

有显著差异,基金风格漂移呈现出类型趋同的特征,这在一定程度上减弱了基金分类方法的选择对研究结论的影响。其次,本文从基金业绩排名这一创新性视角,研究了基金的风格漂移程度。

本文的研究表明,长期来看,基金风格漂移程度确实存在显著的差异。对于风格漂移影响因素的分析发现,市场预期、前期业绩排名是显著因素,但基金经理的变动因素不显著,这一点与国外文献的研究结论有很大差别。最后我们还发现,那些业绩排名靠前的基金从3年业绩来看表现出更为积极的风格漂移,体现出了基金经理的一些高业绩的资产配置能力。由此我们得出结论:在业绩排名压力下,排名在前的基金采取了积极的变换投资风格的行为,这对基金投资者是有利的。

2 文献回顾与假设发展

2.1 有关基金风格漂移的研究

关于基金风格漂移,国外的相关研究有 Brown and Goetzmann(1997),Chen and Lakonishok(2002),Kim,Shukla and Thomas(2000)等。这些研究认为,基金风格漂移现象总是存在的,尽管有些基金的风格漂移可能是由于与基金经理决定不相关的疏忽所造成的,但是也有些证据表明风格漂移是外界压力所致的故意行为。Gallo and Lockwood(1999)认为,基金风格的漂移可能是管理方人员变更所导致的。Cooper,Gulen and Rau(2005)发现,风格改变后的数月中会引起显著的异常现金流,这可能暗示基金进行了时间选择以利用投资者的非理性。Brown,Harlow and Starks(1996)研究发现,当市场基准回报为负时,风格变动频繁的基金会表现出更好的业绩。国内相关文献不多。熊胜君,杨朝军(2005)以我国证券投资基金为研究对象,通过实证方法检验投资基金风格变化的原因,其结论是:市场预期是主要原因,其次是前期业绩压力,最后是基金经理调整。刘荔(2003)认为,市场巨幅波动、基金资产分配变化、基金经理调整和投资过程变化都可能导致基金投资风格变化。从以上风格漂移的文献来看,早期的研究多集中于漂移现象存在性研究,之后有关漂移现象的解释成为了学者们关注的热点,但国内外关于基金风格漂移的成因还没有形成共识。

2.2 有关基金风格分类的研究

要研究基金的风格漂移,关键是对基金风格进行恰当的划分。

关于基金风格分类,国外已做了一些研究,分定性和定量两个方面。对基金风格的定性划分主要有这样几类:①根据机构投资者是否与持股公司存在业务联系和利益冲突,将机构持股者分为“压力敏感型”(pressure sensitive)、“压力抵制型”(pressure

resistant)与“压力不明确型”(pressure indeterminate)。其中,“压力敏感型”指与持股公司存在密切利益关系、对管理层有损公司价值行为不积极采取行动的机构投资者,例如银行和保险公司等;“压力抵制型”与“压力敏感性”形成鲜明对照,该类机构投资者会对管理层的不当行为积极行动行使否决权,例如公共养老基金、捐赠基金等;“压力非明确型”的机构投资者则居于前两种之间,行动特征不明显,例如公司养老基金、投资咨询公司等(Brickley, Lease and Smith, 1988);②根据信托责任(fiduciary)的高低把机构投资者细分为银行信托、保险公司、投资顾问(包括共同基金),以及养老和捐赠基金四大类。其中,银行信托面临的信托责任最大,投资十分稳健;其次是养老和捐赠基金,其投资也比较稳健;而保险公司受到的信托责任限制较少;投资顾问的信托责任最低(Bushee, 2001);③根据机构投资者风险承受方式不同, Davis and Steil(2005)将其分为养老基金(包括固定收益基金和固定缴费基金)、人寿保险公司(包括有担保收益和无担保收益的人寿保险)和共同基金。其中,固定收益养老基金和具有担保收益的人寿保险公司其风险由发起公司和承保人承担,而固定缴费养老基金、无担保收益的人寿保险公司、共同基金的风险则由投资者个人承担;④根据机构对当期收益的重视程度,可分为短线机构投资者和长线机构投资者(Porter, 1992);⑤将机构投资者分为高持股的机构、老练的机构等(Monks and Minow, 1995)。以上即为对机构投资者(包括投资基金)的定性分类。一般来讲,定性分类的客观性不强,主要是作者根据研究的需要以目的为导向进行的分类,且不同的论文分类差异大。

另一种分类方法是从统计学角度。Sharpe(1992)在多因素模型的基础上发展了一种新的分类方法,即基于收益率波动的方法,其原理是根据基金收益率波动对各种风格资产收益率波动的敏感性大小来分类,从而开创了基于收益率波动的“纵向分类方法”,对以后有关机构分类的研究产生了深远的影响。另外, Bushee(1998, 2001, 2007)在他的三篇文章中开创性地提出了截面聚类分类方法,即根据机构投资者的截面风格特征,包括投资组合的多样化水平、变动程度以及交易量对当期盈余敏感度三类指标,把机构投资者分为短期投资型(transient)——偏好多样化的投资和频繁的组合变动,一般会采用“买好卖坏”战略;长期投资型(dedicated)——偏好均衡投资,不轻易变动投资组合,注重“关系投资”;以及准指数型(quasi-indexer)——偏好多样化的投资,但相对不轻易变动。这种分类法在国外产生了较大的影响,之后有许多文献都采用了上述方法。

借鉴国外理论,国内关于基金分类也有定性和定量两类。在定性方面,依据中国证监会的分类,基金分为:股票型基金、债券型基金、货币市场基金以及混合型基金。另外,还可以根据基金招募说明书中所宣称的类型进行划分。后一种分类方法在对国内基金进行评级时比较常见,也有一些论文是照这种分类方法来进行研究的。这一方法也称“事前分类方法”。

国内对基金定量分类的研究主要出现在 2003 年之后。张经孟(2003)借用了

MORNINGSTAR 的分类方法,针对有两年完整数据的 20 只基金,选取市盈率和市净率与整个股票市场的相对比重所组成的复合指标作为风格值,确定每只基金的具体分类。徐迁等(2003)在借鉴美国投资公司协会(ICI)的基金分类体系的基础上,提出了我国的基金分类标准。罗真(2004)运用因子分析和聚类分析等多元统计方法,利用 2002 年以前成立的 50 只封闭式基金在 2002 年度的相关数据,考虑收益、风险、流动性、资产配置、投资风格、选股思路以及成本费用等 7 个因素,把样本基金分为了两类:指数基金和非指数基金。曾晓洁等(2004)提出按投资目标、投资风格和投资策略等特征为标准进行划分,结果发现,我国基金的投资风格趋于相同,而自己宣称的投资风格在很大程度上不能代表其实际的投资风格。杨朝军等(2004)在投资风格分类中引入了聚类分析方法,并同时采用晨星风格箱方法和聚类分析方法,结果表明,大多数基金违背了募集说明书中约定的风格。周铨等(2006)也发现类似的结果,即投资基金风格趋同现象严重,实际风格与宣称风格有较大差异。

2.3 研究假设

我们研究的目的是考察影响基金风格漂移的因素。从前面的文献综述中可以看到,影响基金风格漂移的因素主要有三个方面:市场预期的影响、基金业绩评价机制和基金经理的变动。

一般来说,基金对市场的预期包括三个方面,即对宏观经济、资金面和二级市场的预期。由于这些因素会对资本市场中不同行业、不同公司的股票产生不同的影响,譬如一些行业在宏观经济调整中属于调整对象,它与其他行业受到的影响和冲击是不同的,如房地产业。同样,资金面也是影响资本市场的一个重要因素。如当资金面比较宽松时,所有股票都可能上涨,但资金面紧缩时,业绩好的股票可能更受投资者欢迎等。对二级市场的预期也同样如此,它决定了基金未来配置资源的重点和方向。由于市场预期是基金考虑资源配置的一个重要因素,因此我们认为它是决定基金风格漂移的一个重要因素。另外,随着我国基金行业的不断发展,基金评价越来越多,各种评级机构推出不同排名,在一定程度上也会改变基金的投资行为。出于差别化的经营理念,为了吸引更多的投资者,那些具有高业绩能力的基金可能会利用现有的基金排名机制向市场传递差别化的绩优信号,从而构建差别化战略,吸引更多的投资者购买自己的基金。因此,排名压力可能也是导致基金风格漂移的一个原因。此外,国外学者利用欧美市场数据得出基金经理的变化会使基金的投资风格发生变化。由此我们推测,业绩排名、市场预期、基金经理变化是导致基金风格漂移的重要因素。本文的第一个研究假设是:

假设 1 基金风格漂移的主要原因是市场预期、业绩排名以及基金经理变动。

如果假设 1 成立,业绩排名是基金风格漂移的主要原因,那么我们是否可以进一步推测,业绩排名靠前的基金变换其风格更主动积极呢?或者说,业绩排名靠前的基金可

能会表现出与其他基金不同的投资手法和策略,风格漂移程度上也表现出差异。

短期来看,基金业绩压力较大,体现的主要是一种投机获利的动机,各基金投资者风格的高低可能被掩盖,因此,利用时机进行策略风格调整并积极获利的行为在所有基金之间可能差异不明显。但从长期来看,如果基金能够始终处于排名靠前位置,表明这种跑赢他人的基金具有较强的长期战略性资产配置能力。长期业绩排名靠前的基金,一般来讲具有较强的择时选股能力,表现出积极的时机选择、投资策略变换,从而长期获利。

这也即是说,长期业绩排名靠前的基金比业绩排名靠后的基金风格漂移现象更明显。由此提出本文的第2个假设:

假设2 短期来看,排名靠前的基金其风格漂移程度与排名靠后的基金没有显著差别;长期来看,排名靠前的基金其风格漂移程度显著高于排名靠后者。

3 研究设计

3.1 样本选择

本文以2006~2008年中国所有的投资基金作为研究对象。样本筛选遵循以下原则:①选取在2006年1月1日之前设立以及存续期超过2008年12月31的基金,以保证具有3年的完整数据;②剔除研究期间内相关数据缺失的基金。截至2008年年底,我国基金一共有574家,剔除不满足第一条条件的基金(365家)以及数据缺失的基金(20家),最后获得本文的研究样本基金(189家)具体的研究样本的分布见表1。

表1 样本基金分布表

宣称类型	基金家数(家)	占总样本的百分比(%)
保本型	2	1.06
成长型	54	28.57
价值型	26	13.76
平衡型	49	25.93
收益型	44	23.28
指数型	14	7.41
合计	189	100

本文中样本分类指标各变量数据分别来自 Wind 金融数据库、港澳资讯金融数据库、上海财汇金融数据库,样本风格漂移解释模型中各指标变量数据来自 CSMAR 数据库,部分宏观数据为自中国人民银行网站的银行业披露信息中手工收集整理而成。收益率

风格分类收益率变量选取的是 2006~2008 年间的周数据,样本风格变化分析中各指标变量选取的是 2006~2008 年间的季度数据。稳健性研究采用的横向分类法中各指标变量选取的是 2006~2008 年间的半年度数据。

3.2 基金风格漂移的研究设计

1) 基金风格漂移的界定

本文采用两种基金风格分类方法:纵向收益率分类法和横向截面指标分类法。纵向收益率分类法的基本原理是,选取现存的标准的风格资产,把单个基金的历史收益与各种风格资产的历史收益进行回归分析,根据回归系数的大小以及可决系数(R^2)来决定基金与哪类风格资产关系更接近,从而定义该基金为哪类投资风格。按此方法对不同比较期间的基金进行归类,如果不同比较期间的同一家基金的所属类别发生了变动,那么就代表基金风格发生了漂移。

风格资产的划分有两个标准。标准之一是资产收益来源,依次分为成长型、价值型和平衡型。如果基金购买股票是为了获得资本增值,即等待所购买股票价格的上涨而获得收益,这类基金属于成长型;如果购买股票是为了获得当期收益,即通过上市公司分红而获得收益,这类基金属于价值型;如果既要获得收益又要获得资本增值,就属于成长收益型,即平衡型基金。标准之二是按照所投资股票规模的大小分为大盘、中盘和小盘。如果基金投资的大部分股票流通市值属于大盘,那么该基金的投资风格就应该属于大盘基金。相应地,还有中盘基金和小盘基金。

为了排除基金分类方法对研究结果的影响,本文在稳健性检验部分还运用了横向截面指标分类方法。该方法主要是选取能够反映基金投资风格的影响因素,之后运用统计聚类分析,把风格相同的基金归为一类。如果不同比较期间同一家基金的类别归属发生了改变,那么我们就认为风格发生了漂移现象。

2) 纵向收益率分类法

纵向收益率分类法就是通过对比基金的历史收益率和同期风格资产收益率的相关程度从而判别基金类别的一种方法,这种相关程度的量化是通过以下限制条件回归模型的求解来实现的:

$$\begin{aligned} R_{pt} &= (b_{p1}f_{1t} + b_{p2}f_{2t} + \cdots + b_{pn}f_{nt}) + e_{pt} \\ \text{s. t: } b_{p1} + b_{p2} + \cdots + b_{pn} &= 1 \\ b_{p1}, b_{p2}, \cdots, b_{pn} &\geq 0 \end{aligned}$$

在该模型中,假设不同基金收益中的非因素部分 e_{pt} 是不相关的。其中: R_{pt} 指基金 p 在时期 t 的收益率, f_{1t} 表示在时期 T 选取的第一种风格资产的收益率;第一个约束条件表示所选取的风格资产能代表基金在市场上完备的风格手法;第二个约束条件标志基金在资本市场上不能卖空。

该模型首先是由 Sharpe(1992)提出的。根据他的解释, e_{pt} 代表是基金的择时选股能力。 $(R_{pt} - e_{pt})$ 才是代表基金的投资风格。因此, 基金投资策略的资产配置对收益的方差解释(即资产配置对基金收益的贡献度)比例为:

$$R^2 = 1 - \frac{\text{var}(e_i)}{\text{var}(R_i)}.$$

模型中基金的收益率计算有很多方法, 有如基金净值增长率、累计净值、基金分红收益率以及累计净值增长率等。从国内外文献看, 主要是累计净值增长率, 它衡量的是基金在没有赎回的情况下, 将所有分配收益进行再投资后, 净值在计算期内的增长情况。该方法最大的优点在于克服了基金分配对基金运作效率的影响。考虑到我国基金分红的现实情况, 本文采用基金的累计净值增长率作为基金收益率的衡量指标。具体计算公式如下: R_{pt} = 累计净值增长率 = $(t$ 期累计净值 / $t-1$ 期累计净值) - 1。

风格资产的选取不是任意的, 一般来说需要满足三个条件: 一是选取的风格资产必须是互斥的, 这样才能保证一种特定的资产只能归为一类; 二是选取的风格资产的收益相关程度较低, 如果是高相关, 则要求它们的标准差应该显著不同; 三是所选取的风格资产应是完备的, 也就是能够代表基金所投资的所有的股票。

本文选取中信风格指数作为模型中的一系列风格资产, 包括大盘成长、大盘价值、中盘成长、中盘价值、小盘成长以及小盘价值。考虑到现有的关于基金资产的政策性规定, 本文还选取了中信国债指数作为控制变量。所有选取的风格资产之间的相关性见表 2, 其中, lg 表示中信大盘成长指数资产, lv 表示大盘价值, mg 表示中盘成长, mv 表示中盘价值, sg 表示小盘成长, sv 表示小盘价值, gb 表示中信国债指数, std 表示风格资产的标准差。从表 2 可知, 除了中信国债 gb 与大盘成长 lg 以及中盘成长 mg 表现出高相关性之外, 总体上相关性不强, 且中信国债的标准差与大盘成长和中盘成长的标准差有显著的差异, 因此, 中信风格指数作为风格资产符合相关性条件要求。

表 2 风格资产收益 Pearson 相关系数表

	lg	sg	mg	lv	sv	mv	gb	std
lg	1	-0.357*	0.36449***	-0.25798***	-0.01142	0.03849	-0.79726***	
		<0.0001	<0.0001	<0.0001	0.801	0.3952	<0.0001	0.18806
sg		1	-0.26962***	0.37883***	0.04667	-0.11318**	0.07685*	
			<0.0001	<0.0001	0.3025	0.0122	0.0893	0.05793
mg			1	-0.39316***	-0.03536	-0.01718	-0.63509***	
				<0.0001	0.4348	0.7044	<0.0001	0.13965
lv				1	-0.08195*	0.04545	0.00334	
					0.0699	0.3153	0.9413	0.08195

(续表)

	<i>lg</i>	<i>sg</i>	<i>mg</i>	<i>lv</i>	<i>sv</i>	<i>mv</i>	<i>gb</i>	<i>std</i>
<i>sv</i>					1	0.054	-0.13305***	
						0.2328	0.0032	0.04171
<i>mv</i>						1	-0.2038***	
							<0.0001	0.04647
<i>gb</i>							1	
								0.24892

注：对每个变量来说，第一行代表相关系数，第二行为两变量相关系数的显著性水平。

*, **, ***分别表示在 10%, 5% 和 1% 水平上的显著性。

3) 基金风格漂移的解释模型

在基金风格及漂移可以衡量之后，就可以对假设 1 进行检验了，即考察基金风格漂移的影响因素。本文选取基金投资风格变化的虚拟变量作为被解释变量，具体衡量方法见表 3。其中，基金风格类别的划分主要是利用本文的研究方法进行分类。

对于假设 1 的检验，我们主要考察三大影响因素：基金业绩排名、市场预期、基金经理变化。作为解释变量，基金业绩排名变量不同以往研究，我们将综合现有的评级机构的业绩排名，取其加权平均。一般来说，基金对市场的预期包括三个方面，即对宏观经济、资金面和二级市场的预期。其中，上一期的消费者价格指数的改变量和上一期的 GDP 的改变量刻画了总的宏观经济的基本情况。上一期的银行同业拆借利率反映的是短期市场的货币供应状况，它间接反映了资本市场的资金在未来一段时间内的宽松程度，这是基金判断资金面的一个重要指标。而上一期二级市场价值型投资风格股票组合与成长型股票组合的收益率差则间接地反映出近期二级市场上两者的走势，这对基金经理做出判断也是十分重要的。为此，我们分别用四个变量来衡量：GDP 同比增长率(*gdp*)、消费者价格指数环比增长率(*cpi*)、银行同业拆借利率(*bank*)、基金的二级市场表现(*mar*)。这些变量在模型中均取上一期的值，以考察它们对当期的影响。有关变量的定义见表 3。

表 3 基金风格漂移模型变量表

变量符号	变量名称	变量含义
<i>ms</i>	基金投资风格的变化	表示 t 时刻的投资风格类别与 $t-1$ 时刻的投资风格类别进行比较，如果不同则为 1，否则为 0
<i>per</i>	基金排名	五个评级机构排名结果的加权平均，直接来源于 Wind 数据库
<i>mca</i>	基金经理的调整	基金经理变动，变动为 1，否则为 0

(续表)

变量符号	变 量 名 称	变 量 含 义
<i>gdp</i>	GDP 同比增长率	衡量宏观经济基本面的变化
<i>cpi</i>	消费者价格指数环比增长率	衡量宏观经济通货膨胀水平
<i>bank</i>	银行同业拆借利率	衡量宏观资金供求状况
<i>mar</i>	基金的二级市场表现	成长型股票指数与价值型股票指数之差

下面是本文 Probit 的回归模型：

$$ms_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 per_{it-1} + \alpha_2 mca_{it-1} + \alpha_3 gdp_{t-1} + \alpha_4 cpi_{t-1} + \alpha_5 bank_{t-1} + \alpha_6 mar_{t-1} + \varepsilon_{it}$$

式中：各变量的下标 i 表示第 i 个基金， t 表示第 t 期。

表 4(a)给出了风格漂移解释模型中变量的均值和标准差。从表中可知，三年来国内基金的平均评级为 2.75，最好为 5，最差为 1。从基金经理变动来看，均值为 0.1，表明总体上不是很高。表 4(b)则为相关分析表，从表中数据来看，各自变量之间相关度不是很高。除自变量 *bank* 与 *cpi* 和 *gdp* 以及业绩排名(*per*)之间的相关性在 10%的水平上显著之外，其他自变量之间的相关性都不显著。风格漂移变量(*ms*)与业绩排名在 1%的水平上高度相关，但是与基金经理变动无关，同时与市场预期指标的相关性很大，这就为本文提出的假设 1 提供了初步经验证据。

表 4(a) 风格漂移解释模型的主要变量描述性统计

变量名称	均 值	标准差	最小值	最大值
<i>ms</i>	0.5396825	0.4986867	0	1
<i>per</i>	2.751938	1.162533	1	5
<i>mca</i>	0.116925	0.321435	0	1
<i>gdp</i>	0.108536	0.005146	0.099	0.115
<i>cpi</i>	0.002146	0.012558	-0.02279	0.01801
<i>bank</i>	0.033261	0.01293	0.00318	0.0477
<i>mar</i>	0.022549	0.073094	-0.0791	0.2205

表 4(b) 基金风格漂移模型变量相关性分析

	<i>ms</i>	<i>per</i>	<i>mca</i>	<i>cpi</i>	<i>gdp</i>	<i>bank</i>	<i>mar</i>
<i>ms</i>	1	0.19***	0.01	-0.07**	-0.03	-0.07**	-0.08**
<i>per</i>	0.19***	1	0.01	-0.11	0.12*	-0.13*	-0.01
<i>mca</i>	0.01	0.01	1	0.02	0.16	-0.09	0.08*

(续表)

	<i>ms</i>	<i>per</i>	<i>mca</i>	<i>cpi</i>	<i>gdp</i>	<i>bank</i>	<i>mar</i>
<i>cpi</i>	-0.07**	-0.11	0.02	1	0.36	0.19*	-0.03
<i>gdp</i>	-0.03	0.12*	0.16	0.36	1	0.30**	0.11
<i>bank</i>	-0.07**	-0.13*	-0.09	0.19*	0.30**	1	0.06
<i>mar</i>	-0.08**	-0.01	0.08*	-0.03	0.11	0.06	1

注：***表示 0.01 水平上显著；**表示 0.05 水平上显著；* 表示 0.1 水平上显著。

4 结果与分析

4.1 纵向收益率法下的分类

根据第三部分的研究设计，我们对基金进行了纵向收益率限制条件下的回归。分类的依据为各基金对 6 个风格资产的回归系数以及 R^2 。例如，泰和基金的限制条件回归结果显示，其大盘成长指数资产的系数较大，为 0.41，而其他指数资产的系数为 0，并且回归模型的解释度 R^2 为 80%，远大于 65%，因此判定该基金的投资风格为“成长型（大）”。依次类推，我们对各个基金分别进行了回归分析，最后将其分为 20 类。为了说明分类的详细过程，本文列举了 2006 年业绩排名前 10% 基金的回归结果以及分类情况（见表 5）。

按照此种方法，本文对 2006~2008 三年的基金进行了分类，具体结果见表 6。从表 6 可以看出，基金存在风格集中或类同的情况，如 2006 年以成长型（大+中）最多，占 55.92%，2007 年亦是成长型（大+中）最多，占 54.29%，2008 年则以价值型（大）为主，占 33.90%。因此我们可以得出一个结论，即基金风格存在“集中”现象。

为了能够清晰的反映基金宣称类型与实际类型的差异情况，本文在统计分析的基础上给出了基金类型变动的比较表，具体详见表 7。其中，表 7 的第一行是按照基金在招募说明书上宣称的类型进行划分，共分为六类，第一列是表示未来不同的年份。表格中的数字表示在某一年度末基金的实际类型与比较期类型相比发生变动的基金数量占该类型基金总数的比例。例如表格 7 中的第二行和第六列交叉的数字为 0.2857，表示属于收益型类别的基金总数中，在 2006 年末大约有 28.75% 的基金与比较期类别相比发生了变动。具体来看 2006 年的成长型、2007 年和 2008 年的平衡型以及 2007 年的价值型等都表现出了较高的类别变动比例，这也就说明了基金宣称类型与实际类型在不同年度存在显著的差异。

表 5 前 10%基金分类过程数据表

基金名称	Lg	mg	sg	lv	mv	sv	R^2	类 型
华夏大盘	0.264 911	0.231 932	0.273 376	0	0	0.168 545	0.888 029	成长型(大+中+小)+价值型(小)
华安宝利	0.274 283	0.454 111	0	0	0	0	0.914 31	成长型(大+中)
富国天益	0.403 044	0.254 821	0	0	0	0	0.767 12	成长型(大+中)
易基策略	0.638 819	0.361 181	0	0	0	0	0.901 213	成长型(大+中)
易基积极	0.581 465	0.418 535	0	0	0	0	0.891 666	成长型(大+中)
鹏华 50	0.545 821	0.336 392	0	0	0	0	0.895 291	成长型(大+中)
荷银精选	0.645 259	0.354 741	0	0	0	0	0.864 628	成长型(大+中)
银华 88	0.447 108	0.285 609	0	0	0	0	0.846 94	成长型(大+中)
基金景宏	0.442 751	0.122 431	0	0	0	0	0.779 515	成长型(大+中)
景顺增长	0.724 191	0.275 809	0	0	0	0	0.846 949	成长型(大+中)
广发聚富	0.309 988	0.405 012	0	0	0	0	0.860 733	成长型(大+中)
广发稳健	0.276 712	0.391 691	0	0	0	0	0.760 41	成长型(大+中)
诺安平衡	0.509 842	0.233 152	0	0	0	0.003 807	0.928 324	成长型(大+中)
上投优势	0.397 605	0.602 395	0	0	0	0	0.865 378	成长型(大+中)
基金泰和	0.412 906	0	0	0	0	0	0.797 315	成长型(大)
长盛精选	0.555 346	0.275 828	0	0	0	0	0.876 971	成长型(大+中)

注:表中数字表示限制条件回归的各风格资产的系数值。 lg 表示中信大盘成长指数资产, mg 表示中盘成长, sg 表示小盘成长, lv 表示大盘价值, mv 表示中盘价值, sv 表示小盘价值。

表 6 分类结果汇总表

实际的类别	2006 年		2007 年		2008 年	
	R^2	比例/%	R^2	比例/%	R^2	比例/%
成长型(大)+价值型(大)	88%	1.97	80%	1.43	90%	18.64
成长型(大+小)	79%	1.32	83%	10		0
成长型(大+小)+价值型(大)	86%	0.66	90%	2.86	89%	5.08
成长型(大+小)+价值型(小)	65%	0.66		0	94%	0.85
成长型(大+中+小)	87%	2.63	87%	1.43		0
成长型(大+中)	84%	55.92	83%	54.29	91%	0.85
成长型(大+中)+价值型(大)	85%	5.26	83%	7.86	90%	1.69

(续表)

实际的类别	2006 年		2007 年		2008 年	
	R^2	比例/%	R^2	比例/%	R^2	比例/%
成长型(大+中)+价值型(小)	79%	0.66	88%	0.71	94%	1.69
成长型(大+中)+价值型(中)	87%	1.32	79%	0.71		0
成长型(大)	80%	9.21	83%	10	88%	1.69
成长型(大)+价值型(大+小)	70%	0.66		0	98%	0.85
成长型(大)+价值型(小)	77%	4.61		0		0
成长型(大)+价值型(中)	87%	1.97	74%	2.14		0
成长型(小+大)+价值型(大)	90%	0.66		0	86%	5.93
成长型(小+中)	65%	0.66	87%	1.43	77%	5.08
成长型(小)+价值型(大)	68%	0.66	79%	0.71	81%	20.34
成长型(中)	81%	2.63	84%	1.43	77%	2.54
成长型(中)+价值型(小)	76%	0.66		0		0
价值型(大)		0	77%	1.43	79%	33.90
价值型(大+中)		0	68%	3.57	65%	0.85
合 计		100		100		100

表 7 投资风格类别年度变化表

宣称类型 年份	保本型	成长型	价值型	平衡型	收益型	指数型	均值
2006	0.000 0	0.612 9	0.555 6	0.366 7	0.285 7	0.285 7	0.468 1
2007	0.000 0	0.285 7	0.800 0	0.736 8	0.333 3	0.666 7	0.514 3
2008	0.000 0	0.120 0	0.500 0	0.785 7	0.000 0	0.000 0	0.321 4

注：表格中数字表示某类基金发生类型变动的数量与该类基金总数的比例。

4.2 基金风格漂移影响因素分析

风格漂移解释模型的回归结果见表 8。就模型的整体显著性水平来看, Log Likelihood 数值都在 600 以上,最大的为 626.05,最小的为 608.28,因此三个模型整体上是显著的。

在模型 1 中我们剔除了基金经理变动因素,只观察业绩排名和市场预期对基金风格漂移的影响程度,回归结果与预期符号一致,表明在考虑市场预期影响的前提下,业绩排

名仍然在 1% 的水平上与风格漂移正相关,说明业绩排名越好、漂移越大。另外,四个考察市场预期的变量中有两个 GDP 和 CPI 均在 10% 的水平上显著。模型 2 只考虑了基金经理变动、市场预期对基金风格变化的影响,结果表明基金经理变动不显著,其他与模型 1 的结果基本相同。在模型 3 中,同时考察了市场预期、业绩排名和基金经理变动的影响,结果表明,业绩排名仍然在 1% 的水平上显著,基金经理变动同样不显著,市场预期的显著性水平与模型 1 一致。因此我们认为,我国基金投资风格漂移的主要原因在于前期业绩排名以及市场预期。此外,从模型 3 的显著性水平视角来看,前期业绩排名较市场预期更显著。上述结果表明,假设 1 中的前两个因素得到支持,后一个因素未得到支持。

表 8 风格漂移解释模型的回归结果

	预期符号	模型 1	模型 2	模型 3
Intercept		-2.143* (2.63)	-1.980* (2.94)	-2.445* (3.31)
<i>per</i>	+	0.173*** (43.87)		0.176*** (44.86)
<i>mca</i>	+		-0.064 (0.48)	-0.116 (1.54)
<i>gdp</i>	+	23.993* (2.78)	19.402* (2.69)	27.889* (2.97)
<i>cpi</i>	+	19.822* (2.92)	13.251* (2.91)	25.059* (2.81)
<i>mar</i>	+	0.524 (0.00)	1.984 (0.01)	-3.965 (0.05)
<i>bank</i>	+	-14.862 (0.35)	-14.369 (0.33)	-17.988 (0.50)
Log Likelihood		626.050	608.282	625.280
N		945	945	945

注:表中括号内的数字为 Wald Chi-Square 值。*,**,***分别表示在 10%,5%和 1%的显著性水平。

4.3 排名两端基金的风格漂移差异

从表 8 可以看到,业绩排名对基金风格漂移程度显著正相关,也就是排名中名次越高,风格漂移程度也越高。对于假设 2,我们的检验思路如下:考察排名前后 10% 的基金风格漂移变量 *Shtch*(1 年期)及 *lotch*(3 年期)的均值,对其进行 *T* 检验。该变量是一个 2 值变量,如果处于排名中的基金在下一年(或第三年)度末类别发生了变动(即基金所属分类)则定义为 1,否则为 0。基金排名采用 Wind 数据库提供的市场综合评级,通过对五家基金评级机构的基金评级求算术平均值后再取整得到的。如果排名两端的基金的

Shtch/*lotch* 均值有显著的差异,那么就表明位于两端的基金其风格变化程度是不同的。另外,检验中我们还分了两个时间区间:1年内、3年内,即比较1年内基金的排名变动以及3年内基金的排名变动。

业绩排名前10%基金2006年有16家,2007年有23家,2008年有24家;业绩排名后10%基金2006年有6家,2007年有14家,2008年有11家。对1年内基金风格漂移*Shtch*量的均值*T*检验结果见表9,3年内的结果见表10。从表9可见,排名后10%的基金与排名前10%的漂移变量*Shtch*的均值之差为0.25,反映出排名后10%的基金变动更加频繁,但显著性水平为0.28,即在10%的显著性水平上都不显著。因此,本文得出结论,从1年期来看,排名前后10%的基金投资风格漂移情况没有显著差异。

表9 1年内基金风格漂移检验表

变量	样平数	占比	均值	方差	标准差	最小值	最大值
<i>Shtch</i>	19	后10%	0.5	0.5477	0.2236	0	1
<i>Shtch</i>	19	前10%	0.25	0.4472	0.1118	0	1
<i>Shtch</i>		均值之差	0.25	0.4743	0.2271		

*检验的显著性水平为0.28。

表10描述了排名前后10%的3年期基金风格漂移均值*T*检验。从表中检验结果看,排名前10%的变量*Lotch*的均值与排名后10%的变量*Lotch*的均值之差为0.271,且在10%的水平上显著。这表明,从长期来看,排名靠前的基金投资风格策略的变动比排名靠后的基金程度更大。也就是说,排名靠前的基金可能具有较强的资产组合调整能力,比排名靠后的基金表现出更加活跃的风格漂移现象。由此可知,假设2成立。

表10 3年内基金风格漂移检验表

变量	样平数	占比	均值	方差	标准差	最小值	最大值
<i>Lotch</i>	19	后10%	0.6667	0.5164	0.2108	0	1
<i>Lotch</i>	19	前10%	0.9375	0.25	0.0625	0	1
<i>Lotch</i>		均值之差	-0.271*	0.337	0.1613		

*检验的显著性水平为0.1。

4.4 稳健性检验

为了排除基金风格分类方法对研究结果的影响,我们再采用了横向截面方法进行分类。所谓横向截面分类,就是找出影响基金投资风格的截面指标。在参考国内外文献的基础上,选择了17个关键的分类指标,运用因子分析法从中提取了8个主因子。分类指标和因子分析结果如表11所示,其中表格中加星号的因子表示该指标与对应主因子之

间是反向关系。最后通过聚类分析,把所有研究样本中的基金分为8种类型,具体的分类结果见表12。

在上述重新分类的基础上,我们重新考察了业绩排名前后10%的基金的风格漂移现象,具体结果见表13。从表中可以看出,1年期内业绩排名前后10%的基金风格漂移现象差别不大,但3年期内排名前10%的基金比排名后10%的基金发生了更大程度上的风格漂移。这同样证实了假设2,排除了分类方法的不同对研究结果的影响。

表 11 主因子模型

因子 1	因子 2	因子 3	因子 4	因子 5	因子 6	因子 7	因子 8
资产总市值	风险系数*	净资产收益率	股票周转率*	投资公司资本支出	基金经理学历	基金经理工作经验	社会公众占比
交易强度	行业集中度	市净率	平均持仓时间	市盈率*			
交易佣金	股票集中度						
管理费用							
投资集中度							
规模因子	风险因子	收益因子	策略因子	成长因子	能力因子	波动因子	压力因子

表 12 横向分类结果表

类型	2006 半年	2006 年末	2007 半年	2007 年末	2008 半年	2008 年末
类型 1	21.05	9.57	12.50	11.43	11.43	3.57
类型 2	0.88	1.06	9.38	20	20	21.43
类型 3	39.47	29.79	29.69	40	40	26.79
类型 4	4.39	12.77	7.81	1.43	1.43	7.14
类型 5	0.88	1.06		2.86	2.86	
类型 6	0.88	12.77				
类型 7	12.28	12.77	20.31	8.57	8.57	12.5
类型 8	20.18	20.21	20.31	15.71	15.71	28.57

注:表格内数字表示该类数量占样本总数的比例。

表 13 横向分类基金漂移变化量表

	排名前 10%	排名后 10%
短期(一年期)	30%	29%
长期(三年期)	29%	18%

5 研究结论

本文通过纵向收益率分类法对基金投资风格进行了分类,在此基础上分析了基金风格漂移现象。我们发现,基金投资风格有集中或类同的现象,并且实际的投资风格与宣称的类别有较大的偏离。基金存在一定的投资风格漂移现象。在风格漂移影响因素中,市场预期、前期的业绩排名的压力可以解释基金的风格漂移现象。然而对于在欧美国家具有很好解释力的基金经理变动因素,在我国却不能很好地解释基金风格漂移。我们还发现,处于业绩排名前后 10% 的基金风格漂移程度不同,那些业绩排名靠前的基金从 3 年业绩来看表现出更为积极的风格漂移,体现出了基金经理的一些高业绩的资产配置能力。由此可以得出结论,在业绩排名压力下,排名在前的基金采取了积极的变换投资风格的行为,这对基金投资者是有利的。

参考文献

- [1] 刘荔. 基金投资风格与投资管理[J]. 价值工程, 2003(2): 67-68.
- [2] 罗真. 我国证券投资基金评价体系研究[D]. 武汉: 华中科技大学, 2004.
- [3] (英)斯泰尔/戴维斯(Philip Davis), 贝恩·斯泰尔(Benn Steil)著, 机构投资者——金融学译丛[M]. 唐巧琪、周为群, 译. 北京: 中国人民大学出版社, 2005.
- [4] 熊胜君, 杨朝军. 中国证券投资基金投资风格变化原因分析[J]. 哈尔滨商业大学学报, 2005, 21(6): 801-805.
- [5] 徐迁, 张士伟, 张芳, 田峰. 我国基金分类体系的实证研究[J]. 证券市场导刊, 2003(10): 4-8.
- [6] 杨朝军, 蔡明超, 徐慧泉. 中国证券投资基金风格分类研究[J]. 上海交通大学学报, 2004, 38(3): 359-367.
- [7] 曾晓洁, 黄嵩, 储国强. 基金投资风格与基金分类的实证研究[J]. 金融研究, 2004(3): 66-78.
- [8] 张经孟. 谈基金产品创新[J]. 现代商业银行导刊, 2003(3): 13-15.
- [9] 周铨, 朱洪亮, 李心丹. 基于因子聚类方法的基金风格分类研究[J]. 南方经济, 2006(12): 61-69.
- [10] Brickley J, Lease R and Smith Jr. C. Ownership structure and voting on antitakeover amendments[J]. Journal of Financial Economics, 1988, 20: 267-291.
- [11] Brown K, Harlow V and Starks L. Of tournaments and temptations: an analysis of managerial incentives in the mutual fund industry[J]. Journal of Finance, 1996, 51: 85-110.
- [12] Brown S J and Goetzmann W N. Mutual fund styles[J]. Journal of Financial Economics, 1997, 43: 373-399.
- [13] Bushee, Brian J. The influence of institutional investors on myopic R&D investment

- behavior[J]. The Accounting Review, 1998, 73: 305-333.
- [14] Bushee, Brian J. Do institutional investors prefer near-term earnings over long-run value? [J]. Contemporary Accounting Research, 2001, 18: 207-246.
- [15] Bushee, Brian J. and Goodman T H. Which Institutional Investors Trade Based on Private Information About Earnings and Returns? [J]. Journal of Accounting Research, 2007, 45: 289-322.
- [16] Chan L, Chen H and Lakonishok J. On mutual fund investment styles[J]. Review of Financial Studies, 2000, 15: 1407-1437.
- [17] Cooper M, Gulen H and Rau P R. Changing names with style: mutual fund name changes and their effects on fund flows[J]. Journal of Finance, 2005, 60: 2825-2858.
- [18] Gallo J G and Lockwood L J. Fund management changes and equity style shifts[J]. Financial Analysts Journal. 1999, 55: 44-52.
- [19] Kim M, Shukla R, and Thomas M. Mutual fund objective misclassification[J]. Journal of Economics and Business, 2000, 52: 309-323.
- [20] Monks, Robert and Minow. Corporate Governance [M]. Cambridge, Massachusetts: Blackwell, 1995.
- [21] Porter, Michael E. Capital choices: changing the way America invests in industry[J]. Journal of Applied Corporate Finance, 1992, 2: 4-16.
- [22] Sharpe W F. Asset allocation: management style and performance measurement[J]. Journal of Portfolio Management, 1992, 18: 7-19.

机构投资者能够减轻应计异象吗

白 羽 胡奕明

摘要 本文从投资者特征的角度对应计异象问题进行了研究,将投资者分为机构投资者与个人投资者,考虑了投资者特征对应计异象的影响。结果表明,机构投资所持的股票在会计盈余质量、财务业绩、资产规模等方面均优于个人投资者所持的股票,机构投资者表现出了一定的“价值”投资风格。对现金流量和应计利润的定价检验显示,市场对机构投资者所持股票的定价仍然表现出反应不足的特征,但机构投资者的存在没有降低对应计利润反应不足的程度,与个人投资者的定价行为没有显著差异。统计结果表明,机构投资者在这一特定的样本期间内对市场效率的提高效应非常有限。

关键词 机构投资者,应计异象,市场效率

1 引言

过去四十多年中,学术界和实务界发现了很多资本市场异象(或未解之谜)。资本市场异象是一种经验性结果,这种经验性结果看起来与传统的资产定价理论不符。资本市场异象长期存在,投资者可以利用这些异象不断地获取超额收益,这严重挑战了市场有效性假说。市场异象的存在说明现有的资本市场理论不足以完全描述市场运行的本质规律,不足以完美刻画投资者决策过程和交易行为特征,说明传统的理论分析框架仍然存在进一步扩展和完善的余地。因此,市场异象虽然使人们对市场效率和传统理论观念产生质疑,但同时也为学术研究提供了难得的机遇。在研究过程中,一方面新的理论和假说被提出用于解释上述异象,新的异象或不解之谜又被发现。应计异象(accrual anomaly)(Sloan,1996)就是过去十余年中会计信息与资本市场领域最著名的异象之一。

应计异象实际是对会计盈余组成部分的错误定价现象。自从应计异象被发现以来,学术界进行了大量的研究。这些研究主要是从会计信息、市场微观结构的角度对应计异象进行解释,从投资者自身角度进行的研究不是很多。但实际上,投资者是资本市场的参与者,也是会计信息定价中的主体,因此相关研究不能忽视投资者因素的影响。已有的研究表明,投资者在获取、分析和处理会计信息的能力和成本方面存在巨大差异,这种差异对投资者的投资行为以及股票价格的波动产生极大影响。资本市场上的投资者可以简单地分为成熟投资者(一般是指专业的机构投资者)和幼稚投资者(一般是指个人投资者)。除信息处理能力与成本之间差异外,现代行为金融学证明投资者存在普遍的

认知偏差和行为偏差,即投资者并非“完美理性”,这些行为性偏差的存在导致投资者行为异象的出现。因此,投资者特征对市场效率有很大影响。

随着国内机构投资者数量的不断增加,如投资基金 QFII、保险资金、社保基金、企业年金等各类机构投资者队伍日益壮大,学术界开始关注投资者特征对资本市场效率的影响,但相关的研究结论却并不一致。例如,宋玉等(2007)发现机构投资者能够相对较早地解读会计盈余信息,其持股比例越高,盈余宣告后的市场反应越小,会计盈余宣告的信息含量越低,说明机构投资者的基于专业知识和能力方面的优势能够提高市场效率。毕子男等(2007)发现机构投资者参与询价和发行配售,对 IPO 抑价率的降低起到了显著作用,有利于提高市场发行定价效率。但魏巍(2007)的研究却表明,机构投资者的有限理性使资本市场定价效率受到削弱。应计异象是关于投资者对会计盈余信息组成部分定价效率的检验,实质属于对资本市场效率的检验,为检验投资者特征对市场效率的影响提供了另一种途径。本文尝试从投资者特征的角度研究中国资本市场中的应计异象问题。

2 资本市场中的投资者行为与投资者特征——理论基础

2.1 投资者行为与资本市场异象

20 世纪 70 年代,随着“有效市场”假说获得越来越广泛的接受,资本市场研究的框架就以市场有效性假说为基础或是对市场有效性假说进行实证检验。虽然很多研究文献证明了市场有效性,但也发现了许多所谓的“市场异象”与市场有效性假说不符,主要包括:权益溢价之谜(equity premium puzzle)、日历效应(calendar effect)、封闭基金折价之谜、新股(IPOs)抑价之谜、过度反应与反应不足(overreact/underreact)等。学术界尝试从各种途径解释市场无效性现象,其中基于心理学的行为金融理论近年获得了广泛的认可与接受,对传统的市场有效理论提出了挑战,行为金融理论比较成功地解释了很多经典资本市场理论所不能解释的市场异象。

传统的金融学研究框架中,投资者被认为是理性的。理性表现在两个方面:其一,投资者的信念是正确的,他们用于预测未知变量未来实现值的主观概率分布是这些变量事后实现值的客观概率分布(贝叶斯法则);其二,投资者的信念一定时,其做出的选择是正常可接受的。Kahneman, Tversky 等行为金融学家,基于心理学的大量实证研究,发现投资者在形成信念和进行偏好选择时会产生系统性的认知偏差。此外,投资者在制订决策时,会受描述决策问题形式的影响,投资者会因为情境和问题的陈述与表达的不同而有不同的选择。描述决策问题的形式被称为框架,这种现象被称为“框架依赖”。依据行为

金融学论,投资者存在以下认知偏差或框架依赖(周战强和李德峰,2006),如易得性偏差(availability bias)、代表性偏差(representativeness bias)、锚定与调整(anchoring and adjustment)、过度自信(overconfident)、厌恶模糊性(ambiguity aversion)、心理核算(mental accounting)、自我控制(self-control)、厌恶后悔(regret aversion)、厌恶损失(regret loss),等等。

2.2 行为金融学经典模型对市场异象的解释

1) BSV 模型

Barberis, Shleifer 和 Vishny(1998)提出了 BSV 模型。根据 BSV 模型,收益变化是随机的,但投资者认为收益变化只是一种暂时的现象,因此他们并未根据收益变化充分调整自身对股票未来收益状况的预期(反应不足),而当后来的实际收益状况与投资者先前的预期不符时,投资者才再次做出调整,从而导致证券价格对收益变化的滞后反应。这一价格反应机制可以较好地解释股票价格对公司收益公告的反应迟缓的现象,例如应计异象中投资者对现金流量反应不足。

2) DHS 模型

在 Daniel, Hirshleifer 和 Subramanyam(1998)提出的 DHS 模型中,投资者拥有私人信息,并对此私人信息过度自信,这会引起反应过度。而在有偏的自我归因的作用下,投资者对公开信息反应不足。所以,在他们的模型中,对私人信息长期反应过度而对公开信息则反应不足。另一方面,投资者根据公开信息对自己的私人信息进行调整时是不对称的,合乎私人信息的公开信息会加剧过度自信,而不合乎私人信息的公开信息则被忽略,结果造成短期的反应过度。

3) HS 模型

Hong 和 Stein(1999)从市场参与者的相互作用角度提出了资产市场中反应不足、惯性交易和过度反应的统一理论模型。该模型将作用者分为“观察消息者(news watchers)”和“惯性交易者(momentum traders)”两类。该模型认为,正是反应不足现象的存在,为“惯性交易者”提供了进入市场获利的机会,从而成为过度反应的根本原因。

2.3 国内关于投资者行为的研究

国内学者也进行了大量研究,试图从投资者行为的角度发掘并解释国内资本市场存在的一些特殊现象。李心丹等(2002)发现国内个体投资者存在过度交易、过度自信、政策依赖、一夜暴富等行为或认知偏差。王垒等(2006)对中国证券投资者的行为与心理特征进行了问卷调查分析,结果表明投资者对所投资对象的了解程度越高、掌握的投资知识越多,以及具备较高的独立性和自我效能,盈利的可能性越大。

林树等(2006)运用心理学实验研究发现,无论股价连续上涨还是下跌,在中国资本市场上具有较高教育程度的个人投资者或潜在个人投资者中,“赌徒谬误”效应对股价序列变化占据主导地位。同时实验也发现了这些投资者存在着明显的“处置效应”。

吴世农和吴超鹏(2005)检验了以4种不同度量方式表示同一盈余信息所产生的盈余惯性现象是否存在差异,结果发现在因素模型进行风险调整之前,基于4种盈余信息指标的盈余惯性现象都显著地存在,但经过因素模型风险调整后,基于意外盈余率和标准化意外盈余率两个指标的盈余惯性现象消失了,但基于意外盈余和标准化意外盈余两个指标的盈余惯性现象仍然存在。文章认为这一研究结果支持了投资者决策的框架依赖偏差。徐信忠和郑纯毅(2006)通过实证分析发现在中国股票市场上惯性现象存在,但期限明显要短于西方发达国家市场,大约为半年左右的时间,当超过半年时逐渐呈现收益的反转现象。

何基报和鲁直(2006)发现国内投资者所处的亏损或盈利状态对选择卖出或持有具有重要影响。在剔除盈亏状态与其他因素交互作用所产生的影响后,中等亏损程度的小投资者具有较强的处置效应,而大中型投资者的严重亏损将增加其卖出倾向。孙培源和施东晖(2004)进行了实证检验,在政策干预频繁和信息不对称严重的市场环境下,发现我国股市在市场极端波动时存在一定程度的羊群行为,特别是市场处于大涨时羊群行为更加明显,这反映了我国投资者存在追涨的倾向。

对于羊群效应,郭磊等(2006)则发现纽约股票市场的理性羊群行为程度高于中国股票市场,但其非理性羊群行为程度却低于中国股票市场,中美股票市场交易制度及投资者理念的不同能够解释羊群行为差异。

从上述研究来看,投资者的启发式偏差,如锚定效应、过度自信、损失厌恶、热手效应、赌徒谬误等都会影响上市公司盈余信息公告后的投资者定价行为。对投资者行为模式的分析,一方面可以在一定程度上解释投资者对会计信息的过度反应(即西方国家的应计异象)或反应不足,另一方面也为进一步研究不同投资者面对同一会计信息时的反应特征奠定了基础。

2.4 机构投资者、个人投资者与股票回报

行为金融学模型在刻画投资者行为特征时首先对投资者类型进行了区分,例如DHS模型将投资者分为知情者(informed)和不知情者(uninformed)两种,HS模型将投资者分为“观察消息者(news watchers)”和“惯性交易者(momentum traders)”两类,行为资产定价模型(BAPM)则将投资者分为信息交易者(information traders)和噪声交易者(noise traders)两类。

在一般的资本市场研究中,投资者通常被分为机构投资者(有的包括内幕交易者、分析师、外部审计师等)和个人投资者两类。这两类投资者具有一些共同的心理特征,区分

它们的依据主要是两者在财务会计信息获取、分析和处理能力、成本以及交易成本方面存在显著差异,因此这种区分方法更为直接,也便于理解投资者特征与资本市场股票回报之间的关系,同时也易于直接观察会计信息与市场反应之间的关系。

机构投资者通常被当做复杂的或成熟的投资者,主要体现在能力、成本以及交易特征等方面优于个人投资者。因为规模效应(Wilson,1975)和财富效应(Cready,1988)的影响机构投资者存在强大的信息搜寻能力和搜寻动力,他们拥有较为丰富的信息获取渠道,除了能更为及时地获取公开信息外,还可以参加更多的公司电话会议,并有可能与公司高管进行一对一的面对面交流以获取私人信息。

El-Gazzar(1998)发现公众公司季度盈利报告公布前一天和公布当天,盈余宣告时的市场反应与机构投资者的持股比例负相关,验证了机构投资者持股比例越高,盈余宣告时的股价反应越小这一假说。Bartov等人(2000)发现盈余公告后的超额回报同机构投资者持股水平之间存在负的相关关系,这意味着机构投资者利用其“优秀的能力”抵消了盈余中好消息或坏消息产生的超额回报。Asdemir(2005)发现成熟的投资者(机构投资者)能够减轻市场对公司R和D信息的错误定价,即成熟投资者能够正确识别公司R和D信息对未来经营业绩的影响,不成熟投资者没有这一能力。Collins等人(2003)的研究则表明机构投资者持股水平高的股票应计异象导致的超额回报越少。

其他的如Hand(1990),Ali等人(2004)的研究也表明,机构投资者能够利用其能力、交易成本等方面的优势减轻市场对会计盈余数字特征的错误定价,机构投资者的能力体现在其对财务会计信息的正确解读,实际上机构投资者会花费大量的时间收集、处理和分析公司的财务会计信息(Shiller and Pound,1989)。Chopra等人(1992)的研究表明机构投资者是相对理性的,机构投资者的理性交易能够抵消个人投资者的非理性交易,从而起到稳定股价的作用。Faugere and Shawky(2003)认为当股市处于下跌趋势中,机构投资者比个人投资者更偏好收益率波动低的股票。这一点说明相对于个人投资者而言,机构投资者对风险更敏感、更谨慎。

在投资风格上,Zhu(2002)发现机构投资者是惯性交易者(momentum Trader),倾向于投资增长型股票,内部人(insiders)则是反惯性交易者(anti-momentum Trader),在已获得一定投资回报的情况下会卖出更多的股票,内部人倾向于投资价值型股票。Gompers and Metrick(1998)的研究表明机构投资者偏好高流动性、高账面市值比以及以往回报低的股票。Barber和Odean(2000)则发现个人投资者的交易量过大,投资缺乏分散性和过度的交易量是个人投资者的两个投资“风格”之谜。

资本市场中分析师是一类特殊的“投资者”,在信息处理能力和成本方面更接近于机构投资者,LaPorta(1996)和DeChow and Sloan(1997)发现分析师系统性地对经济事件做出了过度反应。Easterwood and Nutt(1999)则发现分析师对不利信息普遍反应不足,对有利信息则普遍反应过度。

随着国内资本市场的发展,机构投资者日益成为市场的主导力量。以基金为例,从2001年到2005年的五年间国内基金数量由36只增加至213只,基金资产总值由847亿元增加至4631.75亿元,增长了446.84%,其在证券市场中的比重由原先的不到5%提高到了25%。截至2006年3月,我国共有封闭式基金54只,开放式基金185只(含上市型开放式基金LOF16只和交易所交易基金ETF3只),基金资产总规模已达到5000亿元以上^①。此外,证券公司、保险公司、社保基金、企业年金等都已成为资本市场不可忽视的主流力量。

因此国内学者对机构投资者的投资行为及市场影响进行了深入研究。在机构投资者对财务会计信息的解读方面,宋玉和李卓(2006)的研究表明机构投资者能够相对较早地解读会计盈余信息,其持股比例越高,盈余公告后的市场反应越小。这表明国内机构投资者相对于个人投资者在会计盈余信息处理方面具有优势。

胡志勇和魏明海(2005)也发现封闭式基金由于具有较强的财务信息解读能力,使其重仓股的价格发现机制更大程度地反映了公开的财务信息。于李胜(2006)研究了不同类型投资者对盈余公告后漂移(Post-Earnings Announcement Drift, PEAD)的影响,发现对于好消息,盈余公告后基金重仓持有股票的漂移小于非基金重仓持有的股票;但对于坏消息,基金重仓持有股票的漂移要大于非重仓持有股票的漂移。

综合上述研究,心理偏差的存在使得个人投资者往往对财务会计信息反应不足或反应过度。同时,在信息获得、处理能力以及成本方面的弱势也使得个人投资者的投资行为更加背离“理性”。机构投资者尽管也具有一定的行为偏差,但能够较为准确地解读财务会计信息,减少了财务信息与股票回报之间异常关系出现的可能性。

2.5 投资者特征与应计异象

应计异象的直观表现是投资者的“功能锁定”行为,这种行为特征可能源于投资者的代表性偏差、过分自信、锚定效应的认知偏差。从另一个角度讲,投资者只关注于“盈余数字”是一种不成熟的表现。Hand(1990)指出公司股票的价格有时是由相对成熟(sophisticated)的投资者基于自身对会计信息的理解和处理决定的,而在其他时候公司股票的价格是由不成熟的(unsophisticated)投资者决定的,他们对应计制会计的特征没有充分的理解。因此,应计异象与投资者成熟度有关。

Bartov等人(2000)指出机构投资者可以减轻市场错误定价的程度,机构投资者的交易活动减轻了盈余公告的股价漂移现象。对于个人投资者,研究发现他们经常表现出过度自信的特征。Shefrin和Statman(1985)指出个人投资者更易产生“处置效应”。不仅是“处置效应”,行为金融理论认为投资者在很多其他方面存在系统性偏差。Lee, Shleifer和Thaler(1991)指出无知、信息闭塞和基于情绪的交易行为是个人投资者的显著特征。

① 数据来自中国基金网。

因此个人投资者的交易行为而不是机构投资者的交易行为,被认为是导致市场异象的原因,对应计利润的错误定价也可能源于此。

一些研究直接检验了投资者特征与应计异象之间的关系,Collins 等人(2003)发现机构投资者(具有一定的活跃程度)持股比例较高的公司,应计利润的错误定价程度显著低于机构持股比例较低的公司。Barone 和 Magilke(2005)发现机构投资者持股比例较低的公司股票价格表现出了应计利润和现金流的持续性都被低估的现象,机构投资者持股比例较高的公司,应计利润的持续性被过高估计(定价),而现金流的持续性则被准确地估计(定价)。Melendrez(2004)研究了共同基金的投资风格与应计异象之间的关系,他发现当共同基金的持股比例较高时,应计利润被错误定价的程度也较低。也有一些研究发现,成熟的投资者(包括分析师)和财务报告的其他使用者并不能正确估计应计利润和现金流的不同持续性(Bradshaw et al., 2001; Barth and Hutton, 2000; Ali et al., 2000)。尽管关于投资者特征对会计信息定价影响的研究结论并不完全一致,但是不能完全排斥投资者成熟度、行为模式和心理特征对股票价格与会计信息关系的影响。

3 对中国资本市场应计异象的实证研究

3.1 样本及数据来源

本文首先使用沪深 A 股上市公司 1999~2004 年的数据,结合上述研究框架检验中国资本市场是否存在显著的应计异象,所有数据取自 CSMAR 数据库和 Wind 数据库。

样本的选择满足以下标准:①在 1999~2005 年期间,具有完整的研究所需的财务报表数据(包括交易价格数据,用以计算回报率),剔除数据缺失的公司样本;②剔除金融行业的上市公司;③剔除当年 IPO 的公司;④剔除 ST 以及 PT 公司;⑤剔除审计意见为否定意见、无法表示意见以及保留意见的公司;⑥剔除各变量 0.5%的极端值。最终获得 6 年 5595 个样本。

3.2 变量定义

在会计利润持续性检验中,涉及会计利润、经营性现金流量、应计利润、操控性应计利润以及非操控性应计利润等变量。依据 Subramanyam(1996)与刘云中(2004)的方法,本文使用营业利润加财务费用(减财务收入)作为 EAR_t 指标^①。经营性现金流量 CFO_t

① Subramanyam(1996),Sloan(1996),Xie(2001),Jiang(2002)等都将会计利润定义为异常项目目前的经营利润,与中国上市公司披露的利润表中的营业利润基本一致。但中国上市公司的营业利润已经减去了财务费用(加上了财务收入),而财务费用(或财务收入)是投融资活动导致的费用(或收入),为与经营性现金流量保持一致,应使用剔除财务费用(或收入)影响之后的营业利润作为会计利润指标(刘云中,2004)。

使用现金流量表中的数据,不做特殊调整。应计利润由下式计算得到:

$$ACC_t = EAR_t - CFO_t \quad (1)$$

EAR_t, CFO_t 与 ACC_t 的值都经期初总资产标准化。对于超额回报 $AR_{i,t+1}$ 的计算,本文使用应计异象研究中通用的年度规模调整购买并持有投资回报(annual size-adjusted buy-and-hold return),期间为 t 年年报披露年份的 4 月 30 日至次年的 4 月 30 日。Fama 和 French(1998)指出股票未来的超额回报与一些变量紧密相关,如规模 $SIZE_{i,t}$ 、账面市值比率(Book-to-Market Ratio) $BM_{i,t}$ 等,本文针对超额回报的回归分析中将对这些变量进行控制,此外本文还将控制风险因素 $\beta_{i,t}$ 的影响。其中, $SIZE_{i,t}$ 为 i 公司 t 年期末总市值的自然对数值, $BM_{i,t}$ 为权益的账面价值与总市值的比率。

3.3 描述性统计结果

表 1 提供了全部样本 EAR_t, CFO_t, ACC_t 以及控制变量 β_t, BM_t 与 $SIZE_t$ 的描述性统计。从结果来看,上市公司 6 年的平均利润率为 0.0576,平均经营性现金流量为 0.0571。应计利润 ACC_t 均值尽管只有 0.0002,中位数也只是一0.0066,都近似等于零,但最大值达到了 0.8213,最小值达到了-0.6082,远高于(低于) EAR_t 和 CFO_t 。

表 1 主要变量的描述性统计

项目	EAR	CFO	ACC	$Beta$	$BM1$	$BM2$	$SIZE$
均值	0.0576	0.0571	0.0002	1.0477	1.1313	0.3579	20.5073
中位数	0.0519	0.0540	-0.0066	1.0440	0.8876	0.2996	20.5137
最大	0.3322	0.4363	0.8213	3.1275	9.1381	1.3455	23.0935
最小	-0.2706	-0.3440	-0.6082	-0.3472	0.0633	0.0232	18.2084
方差	0.0680	0.0991	0.0992	0.3586	0.9408	0.2321	0.7474
N	5595	5595	5595	4460	5595	5595	5595

3.4 会计利润及其组成部分的持续性检验

Sloan(1996)对会计盈余持续性的定义如下式:

$$EAR_{t+1} = \gamma_0 + \gamma_1 EAR_t + \epsilon_{t+1} \quad (2)$$

$$EAR_{t+1} = \gamma_0 + \gamma_1 CFO_t + \gamma_2 ACC_t + \epsilon_{t+1} \quad (3)$$

式(2)是会计利润持续性计量模型的基本形式,如果 γ_1 显著不为零表示会计利润具有一定的持续性。式(3)将会计利润分为经营性现金流量和应计利润, γ_1 和 γ_2 分别表示两者的持续性系数,通常我们预测 γ_1 显著大于 γ_2 ,经营性现金流量的持续性高于应计利润的持续性。依据 Richardson 等人(2005)的方法,在实证检验中可将 $EAR_t = CFO_t +$

ACC_t 代入到式(3),得

$$EAR_{t+1} = \gamma_0 + \gamma_1 EAR_t + (\gamma_2 - \gamma_1) ACC_t + \epsilon_{t+1} \quad (4)$$

预期 $\gamma_2 - \gamma_1$ 显著小于 0, 即 $\gamma_1 > \gamma_2$ 成立。为检验会计利润及其组成部分的持续性, 本文对模型式(2)~(3)进行了回归分析, 预期: 当期会计利润 EAR_t 具有一定的预测下一期会计利润 EAR_{t+1} 的能力, 即模型(2)中 γ_1 显著不为 0; 经营性现金流量 CFO_t 的持续性高于应计利润 ACC_t 的持续性, 即模型(4)中 $\gamma_2 - \gamma_1$ 显著小于 0。表 2 表示模型(2)~(4)的回归结果。

表 2 持续性检验结果

项目	模型(2)	模型(3)	模型(4)
截距	-0.0027*** (-2.53)	-0.0040*** (-3.74)	-0.0058*** (-5.42)
EAR 系数	0.7026*** (59.11)		0.7563*** (61.2)
CFO 系数		0.7288*** (59.00)	
ACC 系数		0.6022*** (48.76)	-0.1146*** (-13.52)
校正 R^2	0.3844	0.3864	0.4038
F	3494.16	1762.52	1895.28

注: 括号中为 t 值; ***表示在 1% 的水平上显著; **表示 5% 的水平上显著; *表示 10% 的水平上显著。

回归结果与理论预期一致, 当期会计利润与下一期会计利润的相关系数为 0.7026, 并且在 1% 的显著性水平上显著; 模型(3)将会计利润区分为经营性现金流量, 结果显示经营性现金流量的持续性为 0.7288, 高于会计利润的持续性, 应计利润的持续性为 0.6022, 低于会计利润的持续性, 两者都在 1% 的水平上显著; 模型(4)中变量 ACC_t 的系数代表经营性现金流量持续性与应计利润持续性之间的差异, 其系数为 -0.1146, 在 1% 的水平上显著, 表明经营性现金流量的持续性显著高于应计利润的持续性。在市场有效的情况下, 股票回报应该合理反映会计盈余信息的上述持续性差异。

3.5 Mishkin 检验

表 3 示出了经营性现金流量与应计利润的 Mishkin 检验结果。

$$EAR_{t+1} = \gamma_0 + \gamma_1 CFO_t + \gamma_2 ACC_t + \epsilon_t \quad (5)$$

$$SIZEAR_{t+1} = \beta(EAR_{t+1} - \gamma_0 - \gamma_1^* CFO_t - \gamma_2^* ACC_t) + \nu_{t+1} \quad (6)$$

式中: $SIZEAR_{t+1}$ 表示年度规模调整的购买并持有(Buy and Hold)超额回报, 在回归时对 1% 的极端值进行了 Winsorize 处理。计算方法为

$$SIZEAR = \prod_{i=1}^N (1 + r_{i,t}) - \prod_{i=1}^N (1 + \bar{r}_{P,t})。$$

式中： $r_{i,t}$ 为第*i*只股票在持有期第*t*天的日收益率，计算公式为

$$r_{i,t} = \frac{P_{i,t}(1 + F_{i,t} + S_{i,t})C_{i,t} + D_{i,t} - 1}{P_{i,t-1} + C_{i,t}S_{i,t}K_{i,t}}$$

式中： $P_{i,t}$ 为股票*i*在*t*日的收盘价； $D_{i,t}$ 为股票*i*在*t*日(除权日)的每股现金股利； $F_{i,t}$ 为股票*i*在*t*日(除权日)的每股股票股利股数； $S_{i,t}$ 为股票*i*在*t*日(除权日)的每股配股数； $K_{i,t}$ 为股票*i*在*t*日(除权日)的每股配股价； $C_{i,t}$ 为股票*i*在*t*日(除权日)的每股拆细数。

$\bar{r}_{P,t}$ 为股票*i*所在规模组合的总资产加权平均日收益率。计算方法为：将年度股票样本按总资产规模大小分为10个样本组合，在各组合内以总资产规模为权重计算组合的平均日收益率。

在表3的Panel A中，代表经营性现金流量持续性的系数 γ_1 为0.7288，远大于市场定价系数 γ_1^* 0.3086，其似然率为125.54，边际显著性水平 p_r 为 <0.0001 ，这表明投资者对现金流量的定价严重过低，投资者反应严重不足。应计利润的持续性系数 γ_2 为0.6022，同样远大于市场定价系数 γ_2^* 0.2951，在 <0.0001 的水平上显著，说明投资者对应计利润的持续性同样存在严重反应不足(定价过低)的现象。相比之下，投资者对现金流量信息的错误定价程度比应计利润更深。这与西方国家资本市场有一定的相似性，例如美国股票市场应计异象的突出表现是对应计利润的过度反应，对现金流量的反应不足。因此，综合来看在研究样本期间国内资本市场上的股票价格没能合理反映会计盈余信息的持续性特征，对现金流量和应计利润的定价普遍不足，高持续性的会计盈余并没有伴随投资者的合理定价，市场表现出了反向的无效率。

表3 经营性现金流量与应计利润的Mishkin检验

A组			
项目	系数	t 值	P_r
γ_1	0.728 8	59.00	$<0.000\ 1$
γ_2	0.602 2	48.76	$<0.000\ 1$
γ_1^*	0.308 6	7.94	$<0.000\ 1$
γ_2^*	0.295 1	7.92	$<0.000\ 1$
B组			
匹配检验	似然率统计量 ^①	$P_r>\text{ChiS}_q^{\text{②}}$	
$\gamma_1=\gamma_1^*$	125.54	$<0.000\ 1$	
结果:拒绝 $\gamma_1=\gamma_1^*$			
$\gamma_2=\gamma_2^*$	67.14	$<0.000\ 1$	
结果:拒绝 $\gamma_2=\gamma_2^*$			

注：①似然率统计量即 $2N \ln \left(\frac{SSR^c}{SSR^u} \right)$ 统计量；② $P_r > \text{ChiSq}$ 即边际显著性水平。

上述结果与李远鹏等(2007)、刘云中(2004)的结果存在很大差异,可能的原因是样本期间的问题。本文的研究涉及 A 股上市公司 1999~2004 年披露财务报表,其实际报表公布日在 2000~2005 年的 4 月底之前,还涉及滞后一年,即 2001~2006 年的超额回报,因此样本覆盖期间为 2000~2006 年,这一时间段有一定的特殊性。中国股票市场历来被认为是一个带有浓重“政策市”色彩的资本市场,2001~2005 年更是一个特殊的“政策市”时期,因为 2001 年 6 月中旬国务院正式发布国有股减持试行办法,这导致此后几年间股票市场处于严重的萧条时期,股票市场整体从之前的“牛市”步入“熊市”。而李远鹏等(2007)、刘云中(2004)等研究所涉及的样本期间正处于国有股减持政策出台之前的“牛市”。

图 1 给出了这期间大盘指数的波动状况。从图中可以看出股票市场整体自 2001 年 6 月份开始处于下跌趋势之中,尽管 2002 年国有股减持被终止,市场仍然处于缓慢的跌势。在这期间,2001 年 6 月至 2002 年 6 月下跌幅度最大,2002 年之后下跌幅度趋缓,并有一定的涨跌反复。市场的整体下跌行情,会对本文的研究结果产生一定影响,即市场整体的下跌趋势可能是投资者反应不足的重要原因。但是,本文认为存在几方面的可能性减轻这种影响:

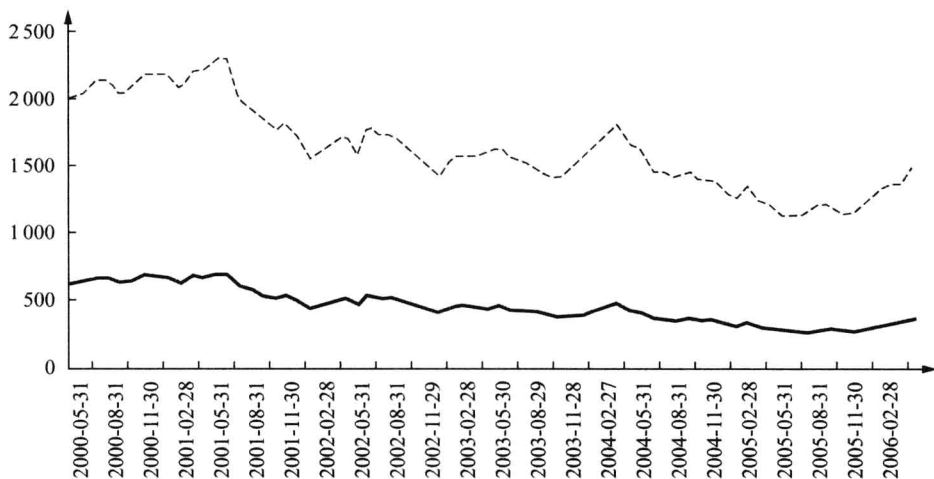


图 1 沪深 A 股指数的月末收盘价

注:图中虚线为上证 A 股指数,实线为深证 A 股综合指数,数据来自 Wind 数据库。

首先,本文使用规模调整的超额回报代表投资者对会计盈余持续性信息的定价,考虑到国内上市公司股票价格涨跌的同步性,使用超额回报能够在一定程度上减轻市场整体状况的影响。

其次,尽管国有股减持政策被认为是导致市场整体负面反应的重要原因(其他原因包括增发、上市公司层出不穷的违规问题等,详见 2001 年 6 月后各大证券报刊报道),但

是这一政策只实施了一年便在 2002 年 6 月中止,其间政府部门还推出多项所谓“利好”政策以抵消这一政策带来的影响,例如降息、降低佣金费率、放松配股政策、增加资金流入股市的渠道^①等。

在时间上,本文计算的超额回报实际覆盖 2000 年 5 月至 2006 年 4 月底,这一期间市场没有再出现类似国有股减持有巨大影响的政策,再加上众多利好政策的对冲,使得“政策”对股票市场的影响在一定程度上被削弱。此外,宏观经济状况也处于十分良好的发展过程之中,从整体来看上市公司经营也并非处于困难时期。上市公司的经营业绩和会计信息质量,没有受国有股减持等政策的直接影响。在上述背景下,可以更好地审视投资者特征在市场定价中的作用。尽管市场处于整体缓慢下跌的趋势之中,但是成熟的投资者仍然能够识别、分析和处理高质量的会计信息,做出最优的投资决策。市场处于“熊”市时,机构投资者的专业优势、经营业绩良好以及具有高质量会计盈余信息的上市公司更可能凸显出来,即资本市场上股票价格水平普遍很低,但是股价仍然能够反映公司不同质量会计盈余信息的差异。因此,尽管样本期间的股票市场整体处于缓慢的下跌趋势,但仍适于进行这种检验。

第三,本文的研究实际是对资本市场效率的一种检验,这种检验以会计盈余质量为中心,考察会计盈余信息与市场反应之间的关系,检验会计信息是否是股票价格的主要决定因素,可以发现投资者对具有什么样会计信息特征的上市公司做出正面反应或负面反应,这种反应的规模如何,这些研究所获得的结果对评价国内资本市场整体效率、投资者的成熟理性程度如何,具有很高的价值。

4 对投资者特征与应计异象的实证研究

4.1 数据与样本

本文的研究样本以及变量定义同上一部分,增加机构投资者持股 INS 一变量。当上市公司的前十大股东包含机构投资者时 $INS=1$,否则 $INS=0$ 。机构投资者持股数据来自 Wind 数据库。机构投资者类型^②包括各种基金、券商、信托投资公司、QFII、企业年金、财务公司等金融类机构投资者。本文假定金融类机构投资者在信息搜集、处理和财务专业知识能力方面优于其他类型的投资者。

4.2 描述性统计

表 4 是主要变量的描述性统计结果,在全部 5 595 个样本中共有 3 768 个样本的前十

① 资料来源:证监会网站、深沪交易所网站的公开资料。

② 这是 Wind 数据库对机构投资者的划分方法。

大股东中包含机构投资者股东(以年报披露为准),1827个样本的前十大股东中没有机构投资者。从表中可以看出,机构投资者所持股票^①的经营业绩优于没有机构投资者持股的股票,前者的平均营业利润为0.0651,大幅高于后者的平均营业利润0.0423;前者的平均经营性现金流量为0.0654,也显著高于后者的0.0402;但前者的平均应计利润为-0.0009,低于后者的0.0025。在学术文献中,应计利润被视为盈余质量的一个指标。表4显示,机构投资者持有的股票的盈余被操纵的程度远低于无机构投资者持股的股票,机构投资者所持股票的盈余质量更高。上述结果说明机构投资者所持股票的会计业绩优于没有机构投资持股的股票。总的来看,中国资本市场上的机构投资者具有“价值型”投资风格,所投资的股票质量(会计业绩、盈利能力、风险等)优于其他股票的内在质量,这说明机构投资在知识和能力方面具有优势,与前面的理论分析和实证研究文献一致。

表4 前十大股东包含机构投资者与否的描述性统计

A组		INS=1 ^①			
变量	均值	中位数	标准差	最小值	最大值
EAR	0.0651	0.0574	0.0679	-0.2706	0.3322
CFO	0.0654	0.0636	0.0994	-0.3439	0.4363
ACC	-0.0009	-0.0075	0.0973	-0.6082	0.5413
BETA	1.0474	1.0395	0.3559	0.1996	3.1275
BM1	1.1118	0.8855	0.9180	0.0633	9.1381
BM2	0.3515	0.3053	0.2138	0.0232	1.3455
SIZE	20.6551	20.6444	0.7099	18.2084	23.0935
N ²	3768				
B组		INS=0			
变量	均值	中位数	标准差	最小值	最大值
EAR	0.0423	0.0385	0.0656	-0.2557	0.3322
CFO	0.0402	0.0383	0.0964	-0.3440	0.4363
ACC	0.0025	-0.0048	0.1028	-0.5515	0.8213
BETA	1.0483	1.0542	0.3641	-0.3472	2.6923
BM1	1.1714	0.8946	0.9851	0.0950	9.1381

① 文中机构投资者所持股票是指,前十大股东中包含机构投资者的上市公司股票,下同。

(续表)

B组		INS=0			
变量	均值	中位数	标准差	最小值	最大值
BM2	0.3710	0.2861	0.2655	1.3455	1.3455
SIZE	20.2026	20.2084	0.7364	18.2084	22.7832
N	1827				

注:①INS表示公司前十大股东中是否包含机构投资者股东,INS=1表示机构投资者是其前十大股东之一,否则INS=0,以年报披露为准。②N表示样本数量。

4.3 投资者特征与应计利润的定价检验

式(7)是考虑投资者特征后的会计盈余持续性模型。 γ_3 和 γ_5 分别表示机构投资者持股对经营性现金流量和应计利润持续性的影响, $\gamma_2+\gamma_3$ 表示机构投资者持有的股票其经营性现金流量的持续性, $\gamma_4+\gamma_5$ 表示机构所持股票应计利润的持续性。 γ_2 和 γ_4 表示个人投资者所持股票现金流量和应计利润的持续性。

$$EAR_{t+1} = \gamma_0 + \gamma_1 INS + \gamma_2 CFO_t + \gamma_3 INS \times CFO_t + \gamma_4 ACC_t + \gamma_5 INS \times ACC_t + \epsilon_{t+1} \quad (7)$$

$$SIZEAR_{t+1} = \beta(EAR_{t+1} - \gamma_0^* - \gamma_1^* INS - \gamma_2^* CFO_t - \gamma_3^* INS \times CFO_t - \gamma_4^* ACC_t - \gamma_5^* INS \times ACC_t) + \nu_{t+1} \quad (8)$$

表5提供了对现金流量和应计利润持续性以及市场反应联合定价检验的结果。表中数据显示,机构投资者持股与否对现金流量的持续性没有影响(γ_3 不显著)。机构投资者所持股票应计利润的持续性高于个人投资所持有的股票($\gamma_4+\gamma_5>\gamma_4$,且 γ_5 在10%的水平上显著),应计利润的交叉作用项系数 γ_5 显著大于零,表明机构投资持有的股票应计利润持续性较高。个人投资者所持股票现金流量和应计利润的持续性系数分别为0.7348(γ_2)和0.6025(γ_4),显著大于市场定价系数0.3702(γ_2^*)和0.2776(γ_4^*),并且在1%的显著性水平上分别拒绝 $\gamma_2=\gamma_2^*$ 和 $\gamma_4=\gamma_4^*$ 的合理定价假设,因此市场对个人投资者所持股票的持续性特征存在反应不足的现象。

表5 考虑投资者特征的Mishkin检验

A组			
项目	系数	t值	P _t
γ_2	0.7348	32.13	<0.0001
γ_3	0.0165	0.60	0.5455
γ_4	0.6025	27.25	<0.0001

(续表)

A 组			
项目	系数	t 值	P_r
γ_5	0.0475	1.76	0.0778
γ_2^*	0.3702	5.47	<0.0001
γ_3^*	-0.0332	-0.42	0.6746
γ_4^*	0.2776	4.26	<0.0001
γ_5^*	0.0819	1.35	0.1233

B 组		
匹配检验	似然率统计量	$P_r > \text{ChiSq}$
$\gamma_2 = \gamma_2^*$ (拒绝)	27.13	<0.0001
$\gamma_3 = \gamma_3^*$ (拒绝)	0.35	0.5522
$\gamma_4 = \gamma_4^*$ (拒绝)	23.03	<0.0001
$\gamma_5 = \gamma_5^*$ (拒绝)	0.17	0.6764
$\gamma_2 = \gamma_2^*$ and $\gamma_3 = \gamma_3^*$ (拒绝)	108.65	<0.0001
$\gamma_4 = \gamma_4^*$ and $\gamma_5 = \gamma_5^*$ (拒绝)	60.82	<0.0001

本文主要关注市场对机构投资者所持股票的定价,结果显示经营性现金流量的持续性系数为 0.7513($\gamma_2 + \gamma_3$),显著大于市场定价系数 0.3370($\gamma_2^* + \gamma_3^*$),表明市场对机构投资者所持股票的现金流量仍然定价不足,股票价格没有合理反应经营性现金流量的持续性特征。同时,市场对机构投资者所持股票应计利润的定价也表现出定价不足的特征,应计利润的持续性系数为 0.6500($\gamma_4 + \gamma_5$),大于市场定价系数 0.3595($\gamma_4^* + \gamma_5^*$),在 10% 的水平上无法拒绝 $\gamma_3 = \gamma_3^*$ 和 $\gamma_5 = \gamma_5^*$ 的原假设,表明机构投资者的存在对应计异象问题中的会计信息定价没有显著影响。上述结果与前文全样本研究一致,即投资者对经营性现金流量和应计利润的持续性特征定价过低,存在市场对会计盈余信息反应不足的现象,机构投资者的存在没有消除市场定价不足的特征。

值得注意的是, γ_3 代表投资者特征(或机构投资持股)对现金流量持续性的影响,其市场定价系数 γ_3^* 在 10% 的显著性水平等于 γ_3 ,这意味着机构投资者的存在没有减轻市场对现金流量定价不足的程度,机构投资者同样存在对现金流信息反应不足的特征。

同理可以观察到, γ_5 表示投资者特征(或机构投资持股)对应计利润持续性的影响,

$\frac{(\gamma_4^* + \gamma_5^*)}{(\gamma_4 + \gamma_5)} > \frac{\gamma_4^*}{\gamma_4}$, 表明机构投资所持股票应计利润信息被错误定价的程度更低。但 γ_5^* 没有 10% 的水平上显著, 说明机构投资者改善错误定价的作用相当有限。

上述结果没有支持本文提出的假设, 即机构投资的存在没能够降低市场对会计盈余信息中应计利润错误定价的程度。这与 Collins et al. (2003) 研究结果不一致, 他们的研究表明机构投资者能够显著减轻应计异象。出现本文结果可能的原因有两方面: 第一, 中国资本市场“政策”、“监管”等非会计信息因素主导了市场对股票的定价; 第二, 尽管机构投资者是成熟的投资者, 但也存在“非理性的”心理偏差, 导致其对会计盈余信息反应不足或过度, 这表明对应计利润和现金流量信息的错误定价是整个市场的倾向。

4.4 多元回归分析

本文描述性统计显示机构投资者所持股票, 在盈余质量、会计盈余业绩、盈利能力、风险、成长空间等方面优于没有机构投资持股的股票, 机构投资者持有的股票资产规模也高于其他股票。因此, 需要考察这些指标对股票原始回报的影响, 以确定在控制这些因素之后, 投资者特征是否还能显著影响股票回报。

依据 Fama and Macbeth (1973), Fama and French (1998) 以及 Bernard and Thomas (1990) 的方法, 本文建立以下多元回归模型:

$$R_{t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 INS + \alpha_2 ACC_t^{rank} + \alpha_3 INS \times ACC_t^{rank} + \alpha_4 \beta_t + \alpha_5 SIZE_t + \alpha_6 BM_t + \varepsilon_t \quad (9)$$

式中: ACC_t^{rank} 是将本文的样本公司按照应计利润大小排序, 分为十个组合, 其中最小组合的代码为 0, 最大组合的代码为 9, 依次类推共有 0~9 十个组合, 再将组合代码除以 9, 是各个组合的代码数值转换为 [0, 1] 之间, 以此作为代表应计利润水平的高低的指标。 R_{t+1} 为未经规模调整的原始购买并持有回报率。模型 (9) 中, 如果机构投资者对应计利润的定价更为合理, 那么应有 $\alpha_1 + \alpha_2 < \alpha_1$ 。

表 6 回归结果显示对个人投资者所持股票进行基于应计利润的套利交易能够产生小于零的负超额回报, 表明个人投资者确实对应计利润的持续性反应不足。而对于机构投资者所持股票, 也可以获得负的超额回报。两种超额回报在统计上不显著, 原因可能是回归方法的问题, 即其他风险因子包含了应计利润规模的影响。回归结果显示虚拟变量 INS 的系数显著大于零, 表明机构投资者存在与否对股票回报有很大影响, 这与描述性统计一致, 即机构投资者持有的股票属于“优质型”股票。综合来看, 机构投资者与个人投资者对应计利润信息的反应没有实质性差异, 与 Mishkin 检验的结果一致。

另外, 本文还使用了风险调整 (贝塔值调整) 的超额回报, 重复上面的统计过程, 结果没有实质差异。

表 6 多元回归分析

变量	模型一	模型二
截距	0.4435*** (2.89)	0.3609*** (2.42)
INS	0.0402** (2.00)	0.0442** (2.24)
ACC ^{rank}	-0.0277 (-0.99)	-0.0337 (-1.22)
INS * ACC ^{rank}	-0.0285 (-0.66)	-0.0308 (-0.91)
BETA	0.0261** (1.82)	0.0027 (0.9)
SIZE	-0.0341*** (-4.60)	-0.0324*** (-4.50)
BM1	0.0995*** (17.93)	
BM2		0.4970*** (22.54)
校正 R ²	0.0676	0.0841
F	75.95	95.92
N	5167	5167

注：① * 表示在 10% 的水平上显著；** 表示在 5% 的水平上显著；*** 表示在 1% 的水平上显著。

② 由于计算 Beta 需要一年的时间窗口，因此样本量减少至 4460。

5 小结

本文从投资者特征的角度对应计异象问题进行了研究。首先从行为金融学的角度分析了投资者存在的代表性偏差、过分自信、锚定效应等心理偏差或框架依赖等行为特征，这些心理偏差可能是导致投资者对会计盈余信息错误定价的重要原因。实际上，Pincus 等人(2007)的研究表明，应计异象在被认为是最发达、法律环境最严格、投资者最成熟的英美资本市场显著存在，因此投资者自身的因素是导致应计异象的根本性原因之一。

除投资者的心理性因素之外，本文还分析了投资者成熟度、股票回报与会计信息定价之间的关系。不同投资者在专业知识、能力以及信息或交易成本方面存在重大差异，这些差异也可能是导致市场错误定价的重要原因。机构投资者在信息获得、分析等方面具有优势，带有更多的理性交易特征，被认为是成熟的投资者，而个人投资者则被认为是

不成熟的投资者。

本文将投资者分为机构投资者与个人投资者,考虑了投资者特征对应计异象的影响。实证结果表明,机构投资所持的股票(这里是指上市公司前十大股东包括机构投资者)在会计盈余质量、财务业绩、资产规模等方面均优于个人投资者所持的股票(指上市公司前十大股东没有机构投资者股东),机构投资者表现出了一定的“价值”投资风格。对现金流量和应计利润的定价检验显示,市场对机构投资者所持股票的定价仍然表现出反应不足的特征,但机构投资者的存在没有降低对应计利润反应不足的程度,与个人投资者的定价行为没有显著差异。统计结果表明机构投资者在这一特定的样本期间内,对市场效率的提高效应非常有限。综合来看,个人投资者所持股票的错误定价程度更深,机构投资者的所持股票的回报优于个人投资者,但定价效率优势并不显著。

本文的研究存在诸多局限:首先,区分投资者特征的标准过于粗糙,仅以前十大股东是否包括金融类机构投资者来划分投资者类型,不够细致,实际上很多一般企业投资者同样是成熟投资者。划分标准过于粗糙,可能是导致统计结果不是特别显著的主要原因。未来的研究需要设计以合理的变量代表投资者类型,可能会取得更为显著的统计结果。其次,本文选取的样本期间也有特殊性。从西方研究来看,使用长时间跨度的研究样本更为可靠。第三,样本构成对研究结果有很大影响。李远鹏等(2007)的研究表明将亏损公司从研究样本中剔除后,应计异象由显著变为不显著。显然,本文的研究样本可能也存在类似问题,某一特征的样本组合可能对研究结果有很大影响,未来的研究需要对样本进行更细致的处理。

参考文献

- [1] 毕子男. 机构投资者对市场有效性影响的实证分析[J]. 经济纵横, 2007(8): 32-34.
- [2] 郭磊, 吴冲锋, 凌传荣. 股票市场羊群行为的中美比较[J]. 上海交通大学学报, 2006, 40(4): 705-708.
- [3] 何基报, 鲁直. 什么影响着投资者选择卖出或继续持有? [J]. 管理科学学报, 2006, 9(6): 53-63.
- [4] 胡志勇, 魏明海. 财务信息解释能力对价格发现机制的影响-基于封闭式基金的研究[J]. 金融研究, 2005(7): 67-75.
- [5] 李心丹, 王冀宁, 傅浩. 中国个体证券投资者交易行为的实证研究[J]. 经济研究, 2002(11): 54-63.
- [6] 李远鹏, 牛建军. 退市监管与应计异象[J]. 管理世界, 2007(5): 125-132.
- [7] 林树, 俞乔, 汤震宇, 周建. 中国投资者“热手效应”与“赌徒谬误”的实验研究[J]. 经济研究, 2006(8): 56-69.
- [8] 刘云中. 对会计应计量信息反映的检验[J]. 证券市场导报, 2004(2): 20-25.

- [9] 宋玉,李卓.机构投资者持股与会计盈余宣告的信息含量[J].证券市场导报,2007(2): 29-35.
- [10] 孙培源,施东晖.中国证券市场羊群行为实证研究[J].证券市场导报,2004(8):39-43.
- [11] 王垒,郑小平,施俊琦,刘力.中国证券投资者的投资行为与个性特征[J].心理科学,2006, 26(1):24-27.
- [12] 魏巍.机构投资者对资本市场效率影响研究[D].成都:西南财经大学,2007.
- [13] 吴世农,吴超鹏.盈余信息度量、市场反应与投资者框架依赖偏差分析[J].经济研究,2005 (2):54-62.
- [14] 徐信忠,郑纯毅.中国股票市场动量效应成因分析[J].经济科学,2006(1):85-99.
- [15] 于李胜.投资者特征与盈余公告后的漂移现象[J].证券市场导报,2006(12):22-27.
- [16] 周战强,李德峰.个人投资者的行为金融学分析[J].中央财经大学学报,2006(2):44-48.
- [17] Ali A, Hwang L, and Trombley M. Accruals and future stock returns: tests of naïve investor hypothesis[J]. Journal of Accounting, Auditing, and Finance, 2000, 15: 161-181.
- [18] Ali A, Durtschi C, Lev B, and Trombley M. Changes in institutional ownership and subsequent earnings announcement abnormal returns[J]. Journal of Accounting, Auditing, and Finance, 2004, 19: 221-248.
- [19] Asdemir, Ozer. Investor sophistication and R&D mispricing[D]. The University of Texas at Dallas, 2005.
- [20] Barber, Brad M., and Terrance Odean. Trading is hazardous to your wealth: the common stock investment performance of individual investors[J]. Journal of Finance, 2000, 55: 773-806.
- [21] Barberis, Nicholas, Shleifer A, and Vishny R. A model of investor sentiment[J]. Journal of Financial Economics, 1998, 49: 307-343.
- [22] Barone G J, and Magilke M. The role of cash flows in accruals mispricing: a re-examination of the naïve-investor hypothesis[J]. Working Paper, University of Texas and University of Utah, 2005.
- [23] Barth M and Hutton A. Information intermediaries and the pricing of accruals. Working Paper, Harvard University and Stanford University, 2000.
- [24] Bartov E, Radhakrishnan S, and Krinsky I. Investor sophistication and patterns in stock returns after earnings announcements[J]. The Accounting Review, 2000, 75: 43-63.
- [25] Bernard V L, and Thomas J K. Evidence that stock prices do not fully reflect the implications of current earnings for future earnings [J]. Journal of Accounting and Economics, 1990, 13: 305-340.
- [26] Bradshaw M, Richardson S A, and Sloan R G. Do analysts and auditors use information in accruals? [J]. Journal of Accounting Research, 2001, 39: 45-74.
- [27] Chopra N, Lakonishok J, Ritter J R. Measuring abnormal performance: do stocks overreact? [J]. Journal of Financial Economics, 1992, 31: 235-268.

- [28] Collins D, Gong G, and Hribar P. Investor sophistication and the mispricing of accruals[J]. *Review of Accounting Studies*, 2003, 8: 251-276.
- [29] Cready W M. Information value and investor wealth: the case of earnings announcement[J]. *Journal of Accounting Research*, 1988, 26: 1-27.
- [30] Daniel, Kent, Hirshleifer D, and Subrahmanyam A. Investor psychology and security market under-and over-reaction[J]. *Journal of Finance*, 1998, 53: 1839-1885.
- [31] DeChow P M, and Sloan R G. Returns to contrarian investment strategies: tests of naive expectations hypotheses[J]. *Journal of Financial Economics*, 1997, 41: 3-27.
- [32] Easterwood J and Nutt S. Inefficiency in analysts' earnings forecasts: systematic misreaction or systematic optimism? [J]. *Journal of Finance*, 1999, 54: 1777-1797.
- [33] El-Gazzar S M. Predisclosure information and institutional ownership: a cross-sectional examination of market revaluations during earnings announcement periods [J]. *The Accounting Review*, 1998, 73: 119-129.
- [34] Fama E F and Macbeth J D. Risk, return, and equilibrium: empirical tests[J]. *Journal of Political Economy*, 1973, 81: 607-636.
- [35] Fama E F and French K R. Value versus growth: the international evidence[J]. *Journal of Finance*, 1998, 53: 1975-1999.
- [36] Faugere C and Shawky H A. Volatility and institutional investor holdings in a declining market: a study of NASDAQ during the year 2000[J]. *Journal of Applied Finance*, 2003, 13: 32-42.
- [37] Gompers P A, and Metrick A. How are large investors different from other investors? Why do these difference matter? [J]. Working Paper, Harvard Institute Of Economic Research, 1998.
- [38] Hand J. A test of the extended functional fixation hypothesis[J]. *The Accounting Review*, 1990, 65: 740-763.
- [39] Hong H, and Stein J. A unified theory of underreaction, momentum trading, and overreaction in assets market[J]. *Journal of Finance*, 1999, 54: 73-84.
- [40] Jiang G H. An essay on accrual anomaly[D]. University of California, Berkeley, 2002.
- [41] LaPorta R. Expectations and the cross-section of stock returns[J]. *Journal of Finance*, 1996, 51: 1715-1742.
- [42] Lee, Charles M. C. , Shleifer A, and Thaler R H. Investor sentiment and the closed-end found puzzle[J]. *Journal of Finance*, 1991, 46: 75-109.
- [43] Melendrez, Kevin. The effect of mutual fund investment style on the accrual and book-to-market anomalies. Working Paper, University of Arizona, 2004.
- [44] Pincus M, Rajgopal S, and Venkatachal M. The accrual anomaly: international evidence [J]. *The Accounting Review*, 2007, 82: 169-203.
- [45] Richardson S, Sloan R, Soliman M, and Tuna I. Accrual reliability, earnings persistence

- and stock prices[J]. Journal of Accounting and Economics, 2005, 39: 437-485.
- [46] Shefrin H, and Statman M. The disposition to sell winners too early and ride losers too long: theory and evidence[J]. Journal of Finance, 1985, 40: 777-790.
- [47] Shiller R J, and Pound J. Survey evidence on diffusion of interest and information among investors[J]. Journal of Economic Behavior and Organization, 1989 (August): 44-46.
- [48] Sloan R G. Do stock prices fully reflect in formation in accruals and cash flows about future earnings? [J]. The Accounting Review, 1996, 71: 289-315.
- [49] Subramanyam K R. The pricing of discretionary accruals[J]. Journal of Accounting and Economics, 1996, 22: 249-281.
- [50] Wilson R. Informational economics of scale[J]. The Bell Journal of Economics, 1975, 6: 184-195.
- [51] Xie H. The mispricing of abnormal accrual [J]. The Accounting Review, 2001, 76: 357-373.
- [52] Zhu H H. Heterogeneous investors in stock market[D]. The Chinese University of Hong Kong, 2002.

机构投资者能否利用 PEAD

——来自中国 A 股市场的证据

张 亮 胡奕明

摘要 本文选取 2004~2008 年 20 个季度的 24 340 个公司样本数据,运用西方经典文献中的盈余公告后“累计 60 日 CAR 值”的方法,研究了机构投资者的交易行为对 PEAD 现象的影响。研究结论表明机构投资者确实能够发现 PEAD 现象,但并没有证据证明机构投资者成功地对此进行套利获益。交易成本确实能够对机构投资者的交易行为产生影响,在高交易成本下机构投资者明显地表现出较低程度的套利行为。最后,本文研究发现机构投资者的交易行为能够减轻 PEAD 现象,在一定程度上增加了市场的有效性。

关键词 PEAD,机构投资者,有效市场,交易行为

1 引言

盈余公告后价格漂移(PEAD)最早由美国经济学家和会计学家 Ball 和 Brown 在 1968 年提出,之后国内外学者纷纷展开对此种现象的研究。所谓的盈余公告后价格漂移现象(Post-Earnings Announcement Drift, PEAD)就是指股票价格在盈余公告之后受公告内容影响,未预期盈余为正的股票价格在较长时间内会持续走高,为负的股票价格则会持续走低,即上市公司财务报表中财务数据的公布能够导致股价产生长期的、持续的、方向一致的漂移。

本文以机构投资者为切入点,考察该类投资者是否发现并利用了 PEAD,并且是否对其产生影响。主要是基于以下几方面的考虑:第一,从理论上,研究 PEAD 现象能够丰富我国 A 股市场的有效市场理论,将国外的 PEAD 现象与我国 A 股市场的 PEAD 现象进行对比能够发现两个市场中的异同点,从而更好地了解我国证券市场的特征;第二,从实践意义上来看,通过分析 PEAD 现象以及机构投资者的交易行为,我们能够揭示 PEAD 现象的存在,使得市场存在可以获利的手段,引导投资者发现该套利机会,从而促进市场有效性。

那么在中国这样一个新型加转轨的资本市场上,不同投资者是否对 PEAD 有不同作用?作为主要投资力量的机构投资者能否发现并且利用该种现象进行获利?机构投资者的持股变动和 PEAD 之间到底存在什么样的关系?机构投资者能否使得市场更有效地区包涵盈余数据的信息,从而减轻盈余宣告后漂移的程度?本文正是试图回答以上的

问题。

本文从三方面对以上问题展开研究,首先,研究机构投资者是否发现并有效利用了 PEAD 而获利;接着,从信息不确定性以及交易成本的角度来分析对机构投资者参与套利获益行为的影响;最后,研究机构投资者这种套利行为对会计信息反应速度的影响。

本文与现有国内外相近文献的主要差别在于:①采用季度数据,为趋势预测 EPS 提供了更多的数据参照,样本量更大,更具有说服力;②对未预期盈余按照大小进行分组,打破“好消息”和“坏消息”两分法的笼统;③采用标准的盈余公告日后 60 个交易日的 CAR 值窗口,并且为了剔除干扰因素剔除了未来 3 个月内不足 60 个交易日的样本。仅将窗口开至 60 个交易日后的目的是为了检验 PEAD 现象而非盈余泄露;④对 ST 类公司单独进行了 PEAD 考察。

余文结构安排如下:第二部分是文献综述和假设推理;第三部分是研究设计;第四部分是实证检验与结果分析;最后一部分是本文的研究结论。

2 文献综述与假设发展

2.1 国外学者的研究

自从 Ball 和 Brown(1968)提出 PEAR 现象之后,大量的国外学者针对这一问题给出了一些解释。例如,Bernard 和 Thomas(1989,1990)认为是天真的投资者没有认识到当前盈余对未来盈余信息的影响,从而导致了 PEAD 的存在,但是他们并没有指出谁是天真的投资者;但是也有学者认为(Hirshleifer, Myeis, Myers, and Teoh,2003),并没有找到证据表明非专业的投资者导致了 PEAD 现象的出现。

此外也有学者考虑是否由于交易成本的存在限制了投资者利用这些信息进行交易,进而形成了 PEAD 的现象。Bhushan(1994)考查了盈余公告后价格漂移程度与交易成本代理变量之间的关系,指出即使市场是有效的,价格漂移由于交易成本或许仍会存在,因为如果利用市场错误定价获得的期望利润不能超过交易成本,聪明的投资者将不会进行交易。交易成本与价格漂移的关系的实证检测表明,价格的漂移程度与交易成本之间存在正相关关系。Bhushan 断定交易成本在某种程度上影响了专业投资者的交易和套利行为,这阻止了他们持有多头头寸以消除价格漂移现象。但是,也并不能以此来断定价格漂移来源于交易成本,而且,更多的研究结果认为交易成本不足以消除掉所有的价格漂移。

在研究盈余公告的信息含量以及公告后股价的反应后,有的学者又将目光转移到投资者行为方面。Bartov,Radharkrishman 和 Krinsky(2000)提出了一个新观点,即 PEAD 是投资者成熟度(sophistication)的函数,并发现了一些证据来支持他们的这一理论。接

着,Bhattacharya(2001)也提出了同样的证据。Hirshleifer(2008)从一个折扣经济券商那里获得了关于个人投资者交易的大量数据,并利用这些数据发现盈余公告后不论是高SUE还是低SUE,个人投资者都是净买家,没有发现明显的证据表明是个人投资者造成了价格漂移现象。

Ke等人(2005)通过研究机构投资者的交易行为来解释机构投资者对PEAD的作用,他发现:①主要是短期投资机构(transient institution's)利用PEAD进行套利活动,并且获得了5.1%的净收益率(扣除交易成本);②利用PEAD进行的收益并不是短期投资机构(transient institution's)的主要活动,PEAD的收益只有其收益的23%,大部分收益都是通过短期投资(REQT)获得;③短期投资机构(transient institution's)利用PEAD获得收益的活动加快了股价反应盈余信息的速度;④通过短期投资机构(transient institution's)利用PEAD套利活动研究了盈余漂移的持续性长短。他的研究证实了机构投资者具有一定的成熟度,能够发现并利用PEAD获取超额收益,并且由于机构投资者的参与能够改善市场的有效性,加快市场对信息的解读。

2.2 国内学者的研究

由于我国证券市场起步较晚,可利用的数据较少,在研究PEAD方面存在一些困难。以往对PEAD的研究普遍存在样本期短、检验程序少的现象,检验结论也经常会有不同,因此我国对PEAD现象的研究仍处在起步阶段,大多数的研究仍然停留在验证PEAD存在性阶段,关于该现象的解释性研究还比较缺乏。

与本文相关的主要文献有:齐伟山和欧阳令南(2006)在接受存在漂移现象的前提下,检验了价格漂移程度与机构投资者持股比例的关系,结果却发现,在较短时间内(0~60天)机构持股并没有减轻价格漂移的程度,在较长时间窗口内(12个月)机构持股反而加重了价格漂移。这无疑是一个令人十分意外的结果,因为机构投资者一向被认为是能使市场更加有效地运行。作者对此也提出了几点可能的解释。于李胜、王艳艳(2006)则对国内股市漂移现象与信息不确定性的关系进行了探讨,他们发现预期盈余的大小及公告后漂移程度都与会计信息质量的高低显著相关,因而认为信息质量是PEAD产生和持续的重要原因之一。不过我们不清楚的是,衡量会计信息质量的代理变量是否也能很好地衡量信息不确定性,即能否作为未预期盈余大小的代理变量。孔东民和柯瑞豪(2007)通过对1999年至2004年公司中报和年报数据的检验考察了在我国究竟是机构投资者还是个人投资者驱动了PEAD现象,发现PEAD形态随投资者的不同呈非对称性:公告前,机构有更大的优势获取公司信息,其持仓变化与盈余正相关。公告后,机构(个体)进一步驱动了好(坏)消息下的价格漂移,可能的原因是卖空限制。最后,根据公告后的PEAD形态构造投资策略,发现即使在最有利的情况下,也难获得超额收益。这说明市场存在“套利局限”,并呈现弱式有效。于李胜、王艳艳、杨丽彬(2006)以1999年至2004

年的上市公司年度数据为样本,研究了不同类型投资者对盈余公告后漂移(PEAD)的影响。研究发现,对于好消息,盈余公告后基金重仓持有的股票的漂移小于非基金重仓持有的股票,但对于坏消息,基金重仓持有的股票的漂移要大于非重仓持有股票的漂移。

综合以上文献可以看出,国内对 PEAD 现象的解释尚处于初始进行阶段。虽然于李胜(2006)和孔东民等(2007)的文章都对机构投资者对 PEAD 的作用进行了解释,但是前者没有深入探讨机构投资者有没有利用 PEAD 获取超额收益,且仅对 UE 按照大于 0 和小于 0 分为两组。孔东民等探讨了机构投资者有没有发现并利用 PEAD 进行套利,但其所选取的样本较少。我们认为,如果按照季度报告进行 60 日短窗口解释结果可能会更具可靠性。

2.3 研究假设

国外研究表明机构投资者能够发现并利用 PEAD 进而获利,而国内的研究结论则指出从平均来看机构并不能很好的利用 PEAD 而获得超额收益。尽管国内外制度背景的不同会对研究结论产生不同的影响,但是本文认为国内机构投资者经过近几年的超常规发展,无论从规模上还在投资理念上,都已经发生了较大的改变,现有的国内文献普遍认为机构投资者拥有其无法比拟的群体优势,在资金占用、信息搜集和处理、投资策略设计等多个操作环节,拥有绝对的优势。基于这些优势,机构投资者理应可以敏感地发现 PEAD 现象。作为理性的投资者应该比散户更有能力和动机来利用此种获利机会。然而,进行套利投资需要花费相应成本的,其中交易成本以及信息不确定性将大大增加套利成本,因此如果成本大于收益,那么投资者将会放弃套利机会,反之亦然。为此,本文提出第一个竞争性假设:

假设 1(a) 在其他情况不变的前提下,机构投资者能够识别 PEAD 现象并可以利用获取超额收益;

假设 1(b) 在其他情况不变的前提下,机构投资者能够识别 PEAD 现象但不能利用获取超额收益。

Ke 等人(2005)指出,做短线的机构投资者的套利行为能够显著改善市场的有效性,加快市场对信息的解读。由于我国股票市场发展较晚,制度还有待于进一步完善,能够作为机构投资者长期投资的股票还比较少,整个市场的平均换手率较西方成熟市场高,并且机构投资者普遍受到短期业绩排名的压力。可以预期,机构投资者做短线的可能性更大。因此,本文认为我国的机构投资者可能会在一定程度上减轻 PEAD,提高市场的有效性,故提出本文的第 2 个假设。

假设 2 盈余宣告后,平均来看机构投资者持股比例较高组合的 PEAD 漂移时间要短于机构投资者持股比例较低的。

3 研究设计

3.1 数据来源与样本选择

本文数据全部来自于 WIND 数据库系统。以 2004~2008 年间我国全部 A 股上市公司的季度数据作为研究对象,共 33 660 个初始观测值。由于本文主要研究机构投资者行为,而 2004 年之前我国机构投资者发展处于初级阶段,样本数据较少(2004 年一季度我们的实际样本数据仅有 133 个),因此本文选取 2004~2008 年为研究的样本期间。公司会计数据采用上市公司利润表中公告的季度 EPS 数据,该数据全部来自于 WIND 数据库。考虑到需要使用历史季度盈余数据来预测当期的 EPS,因此对当季盈余公告之前上市不足 8 个季度的公司进行了剔除。另外,由于计算 CAR 值需要个股的历史行情数据,对于 WIND 数据库中无历史股价数据的上市公司也没有选入,同时,还剔除了第 q 季度没有行情交易的样本。机构投资者^①数据取自上市公司季度盈余公告中公告的机构数,全部数据均来自 WIND 机构研究数据库,剔除了没有机构持股的公司。最后,出于对样本数据研究有效性的考虑,还剔除了标准化后的 SUE 的上下 1% 的极端值。我们对 ST 股票进行了挑选并作了单独处理。具体样本筛选过程如表 1 所示。

表 1 机构持股样本量筛选过程

总样本量	33 660
减:当季公告前上市不足 2 年	8 304
减:无机构持股公司	8 512
总样本数	16 844
减:当季上市、无正常财报披露等	415
最终样本量	16 429
减:极端值(标准化后 1% 范围内)	329
样本量	16 100
其中:ST 类公司	1 059

3.2 核心变量的衡量

1) UE(未预期盈余)

计算 SUE 首先需要计算 UE,UE 的计算方法国外大多是采用历史季度盈余数据趋

^① 本文所指的机构投资者指公募基金。

势回归预测法,由于我国证券市场成立较晚,以前的研究大多是采用赵宇龙(1998)年采用的随机游走预测模型。本文采用历史季度盈余数据趋势预测法,具体计算过程如下:

$$E_q = \text{Trend}(E_{q-1} \rightarrow E_{q-t}, q-1 \rightarrow q-t, q)$$

$$UE = E_q - \text{实际盈余}$$

本文的未预期盈余计算采用历史盈余数据趋势预测法,因为本文的样本区间为2004~2008年季度数据,能够满足一定的历史盈余数据。我们采用公告当季之前8个季度的历史盈余数据进行预测本期的盈余,如果某一样本公司在公告当季之前不足8个季度那么我们就对其进行了剔除。

2) SUE(标准化未预期盈余)

SUE 是对 UE 进行去系统风险化,是标准化的未预期盈余,其定义如下:

$$SUE = \frac{UE}{\text{Stdev}(UE_{q-1}, UE_{q-t})}, \quad t = 8$$

3) RSUE(分组 SUE)

RSUE 是对 SUE 按照季度数据进行 10 分组^①处理。首先我们对 SUE 进行从大到小排序,然后按照大小分为 10 组,因此 RSUE 的取值范围为[1,10],1 代表 SUE 最大的一组,10 代表 SUE 最小的一组。单个公司的 RSUE 为其所在组的 RSUE^②。

4) AR(超额收益)

AR 衡量每个样本公司每天的超额收益。在以往的文献中计量 AR 用到过很多的方式。例如孙和柯(2007)用股票日收益率扣除相同规模组的收益率衡量,吴克南(2004)采用股票日收益率扣除大盘日收益率作为超额收益率。由于我们已经按照 SUE 的大小进行了分组,如果按照公司规模相近的公司再次进行组合计算组合的收益率,工作量过于冗杂,我们只需在后面的回归分析中对公司的规模进行控制即可。如果使用大盘收益率显得有些笼统,我们折中选取公司所在的行业收益率作为正常收益率。具体的计算过程如下:

$$AR_{jt} = R_{jt} - R_{it}$$

式中: R_{jt} 代表公司 j 在 t 日的收益率, R_{it} 代表公司 j 所在的行业 i 在 t 日的收益率。行业

① 有学者认为在此对 RSUE 分组应该按照上一季度的 SUE 进行分组,因为本季度 SUE 分组要等所有公司季报公报后才会有排名。我们认为由于我们的时间窗口选在公告后 60 日内,盈余漂移的时间长短会随着公告的报出自动进行调整,因此不必过虑公告时间长短的问题。

② 此处分组并没有考虑各公司权重,由于我们对 RSUE 进行 10 组处理是按照 SUE 的顺序进行排列,每个组内各个行业的公司都有,因此我们认为在分组过程中已经进行了权重的筛选。

分类法本文采用 WIND 二级行业^①分类。该分类法首先是按照证监会行业分类总框架下进行分类,其次又对公司的规模进行了控制,将某些大行业板块拆分为 2 个子行业。

5) CAR 值(累计超额收益)

CAR 值是会计研究中衡量盈余信息的重要指标,代表单个股票的累计超额收益。其计算方式基本已经形成统一,具体如下:

$$CAR_j = \sum_0^t AR_{jt}, \quad t \in [0, 60]$$

式中: j 代表样本公司, t 为盈余公告日后交易日,财报公告日当天 t 取 0。由于时间窗口的选择要避免下一次盈余公告的影响,因此对在 3 个月内公告日后交易日不足 60 天的样本进行了剔除。

3.3 模型设计与变量说明

为了验证假设一,本文根据 Ke 等人(2005)提出的模型构造了本文的基本模型一,具体回归方程如下:

$$\begin{aligned} \Delta Inst_{it} = & \alpha_i + \alpha_q + \beta_0 RSUE_{it} + \beta_1 RSUE_{it-1} + \beta_2 RSUE_{it-2} + \\ & \beta_3 RSUE_{it-3} + \beta_4 SUE_{it} + \beta_5 \ln(MV)_{it} + \beta_6 PW_{it} + \\ & \beta_7 Inst_{it-1} + \beta_8 BH_1 + \beta_9 BH_{24} + \beta_{10} BH_0 + \epsilon_{it} \end{aligned} \quad (\text{模型一})$$

在模型一中,变量的具体含义如下: $\Delta Inst_{it}$ 代表机构在第 q 季度持有 i 股票流通市值占该股票流通总市值的变动比例,计算方法为机构 q 季度持股比例减去在 $q-1$ 季度持股比例,季度持股比例按照当季度末最后一天计算。 $RSUE_{it}$ 取值为 1~10,按照 q 季度各样本公司 SUE 的大小排列,从大到小分为 10 组, $RSUE$ 为 1 代表 SUE 最大的组, $RSUE$ 为 10 代表最小的组。根据 Ke 等人(2005)一文的推理,机构投资者在 q 期对某只股票的持股比例变化($\Delta Inst_{it}$)与该股票在第 q 期至第 $q-3$ 期 $SUE(SUE_{q-1}, SUE_{q-2}, SUE_{q-3})$ 有如下关系:如果机构投资者能够识别 PEAD,那么 $\Delta Inst_{it}$ 的变化应该与第 q 期的 SUE 大小成正相关关系,并且其应该持有至第 $q+1$ 期,因此我们预测,机构投资者持股比例变化应该与 SUE_{q-1}, SUE_{q-2} 成负相关关系。另外,由于 q 期的盈余公告与 $q+4$ 期盈余公告相对应,如果机构投资者维持仓位至 $q+1$,那么机构投资者在第 $q+3$ 期盈余公告后仍应不改变自己的仓位。也就是说,机构投资者对某只股票在 q 期的持股比例变化应该与第 q 期的 SUE 大小相关系数为正,而与 $SUE_{q-1}, SUE_{q-2}, SUE_{q-3}$ 中的一个或者全部为负。考虑到各期 $RSUE$ 与对应的 SUE 具反向关系,因此,我们预计 β_0 为负, β_1 至 β_3 以及 β_4 为正。

^① 该分类法将上市公司共分为 24 个行业分类,在 WIND 数据库中可以直接导出行业每日的收益率。

MV是指 q 季度机构持有某只上市公司的流通股市值,市值数据来自 WIND 数据库。 $\ln(MV)_i$ 是指 i 公司在 q 季度流通市值的对数化处理,作为公司规模的控制变量。我们预计,机构持股变动与公司规模有关,规模越大,越有可能成为持仓调整的对象。

PW是指单个股票机构持有市值占机构持有总市值的比例,其计算公式如下:

$$PW = \frac{\sum W_i \cdot MV_i}{\sum MV_i}$$

式中: W_i 代表一只股票占机构投资者 i 持有流通股票市值的总和, MV_i 指机构 i 在季度 q 中持有的股票市值。 PW_i 是作为机构是否重仓股的控制变量。由于重仓股决定了机构的业绩,机构对重仓股可能经常进行仓位调整,因此我们预计该系数为正。

$Inst_{q-1}$ 代表机构在 $q-1$ 期持有某只股票的流通比例,放在回归方程中是为了控制机构上期持股比例给本期造成的影响。由于机构投资者交易行为具有惯性,对于前期持有较高比例的公司本期将倾向于进一步加仓,因此我们预测 β_1 为正。

BH_1 指机构投资者在 q 季度前一季度买入并持有获得的收益。 BH_{24} 作为机构投资者中期买入并持有策略的控制变量,指在 q 季度之前第2至第4季度买入并持有获得的收益。 BH_0 是指机构投资者在 q 季度盈余公告日前30天至前3天买入并持有的收益,以控制机构投资者短期套利影响。

为了考察盈余信息不确定性对研究结论的影响,本文在模型一的基础上构造模型二。对于会计信息质量的衡量,我们用应计项目的大小作为会计信息不确定性的代理变量。应计项目(DA)界定为

$$DA = \text{净利润} - \text{经营性现金流量净值}$$

一般认为,应计项目绝对数额越大,会计信息不确定性越高。但应计项目有正负之分,如果应计项目为正,则说明上市公司可能进行了调节,释放了利润,那么 SUE 就应该越大,相应的 $RSUE$ 就应该越小(排名靠前)。也就是说, $RSUE$ 与 DA 两者之间应该是负相关关系。在模型二中,我们对 DA 重新进行了排序,按照从大到小的顺序分为10组,并重新定义了一个变量 RDA 。 RDA 取1代表上市公司的应计项目为正,否则为0。 RDA 为1, SUE 应越大。

本文通过将模型二与模型一中的系数进行对比就可以进一步发现机构投资者持股比例的变化是与 SUE 更相关还是受应计项目 DA 的影响更大。

$$\begin{aligned} \Delta Inst_{it} = & \alpha_i + \alpha_q + \beta_1 RDA_{it} + \beta_2 \ln(MV)_i + \beta_3 PW_i + \\ & \beta_4 Inst_{i,t-1} + \beta_5 BH_1 + \beta_6 BH_{24} + \beta_7 BH_0 + \epsilon_{it} \end{aligned} \quad (\text{模型二})$$

已有文献表明,交易成本的存在能在一定程度上改变机构投资者的行为方式。为使分析结果稳健,本文构造了交易成本影响下的模型,详见模型三。一般来说,对交易成本的衡量主要采用两个不同的代理变量:一是年交易量,以前的研究(Chiang and Venkatesh,1988)已经证明交易量和买卖价差之间有负相关关系;另一个是股价。

Bhusan(1994)在交易成本和漂移的相关性的研究中使用了股价和交易量作为交易成本的代理变量。但是,由于股价与交易量之间存在高度的相关关系(Pearson 相关系数为 0.78),本文取两者的乘积即交易金额作为交易成本的控制变量,并将其设置为 $[0,1]$ 变量^①,记为 $COST$,即如果单季度某公司的交易量(金额)低于 50 亿元则取 0(代表交易成本大),否则取 1(代表交易成本小)。另外,我们还引入交乘项 $RSUE_{it-1} \times COST_{it-1}$, $RSUE_{it-2} \times COST_{it-2}$, $RSUE_{it-3} \times COST_{it-3}$ 来分析机构投资者考虑交易成本后的 $RSUE$ 与当季度持股比例变换之间关系。模型三如下:

$$\begin{aligned} \Delta Inst_{it} = & \alpha_i + \alpha_q + \beta_0 RSUE_{it} + \beta_1 RSUE_{it-1} + \beta_2 RSUE_{it-2} + \beta_3 RSUE_{it-3} + \\ & \beta_4 COST_{it} + \beta_5 RSUE_{it} \times COST_{it} + \beta_6 RSUE_{it-1} \times COST_{it-1} + \\ & \beta_7 RSUE_{it-2} \times COST_{it-2} + \beta_8 RSUE_{it-3} \times COST_{it-3} + \epsilon_{it} \end{aligned} \quad (\text{模型三})$$

为了验证假设 2 的正确性,本文构造了模型四。首先,我们对 $\Delta Inst_{it}$, $Inst_{it-1}$ 同样进行十等分,并且重新定义一个变量 $Conduct$ 作为交易者行为变量,而 CAR 值则作为因变量。 $Conduct$ 的定义如下:如果 $RSUE_{it}=1$,且 $\Delta Inst_{it}$ 排名前 4 组,或者,如果 $RSUE_{it}=10$,且 $\Delta Inst_{it}$ 排名后 4 组,则 $Conduct$ 取 1,否则 $Conduct$ 取 0。解释变量定为: $RSUE_{it} \times Conduct_{it}$ 。由于 Bartov(2002)证明机构前期持股比例较大的公司 PEAD 越小,为了控制这个因素,我们引入了交乘项 $RSUE_{it} \times RInst_{it-1}$ 。由于要衡量投资者交易行为是否减轻了 PEAD 现象,我们将 CAR 值分为 3 段,即 CAR_3 , CAR_{25} 和 CAR_{60} 。模型四^②表示如下:

$$CAR_{i,3,25,60} = \alpha_i + \beta_1 RSUE_{it} + \beta_2 RSUE_{it} \times RInst_{it-1} + \beta_3 RSUE_{it} \times Conduct_{it} + \epsilon_{it} \quad (\text{模型四})$$

本文预计由于机构投资者的交易行为应该会促使股价更快地反应未预期盈余,但短窗口内我们无法预测系数走势,随着时间的延长 CAR 值与 β_3 之间的系数应该逐渐变小甚至为负。

4 实证检验及结果分析

4.1 描述性统计分析

表 2 是对本文用到的主要变量进行的描述性统计。其中, $\Delta Inst_q$ 的平均值为 4.73%,说明机构投资者总体上仍然在对个股存在一个持续的加仓现象。 $Inst_{q-1}$ 平均值

① 此处设置 $[0,1]$ 变量是因为机构投资者考虑交易成本主要是考虑交易量的大小,过低的交易量说明机构换仓较难,相应的交易成本就大。而对于大的交易量,平均到个股交易成本就很小了。

② 此模型参照了 Bartov(2002),该模型主要用来检验机构投资者持股比例与 PEAD 之间的关系,Bartov(2002)发现机构投资者 $q-1$ 季度的持股比例与 q 季度的 PEAD 呈负相关关系。

为 7.8%，说明机构投资者对个股的流通市值持有比例约为 7.9%。其余变量为控制变量。MV 是公司的流通市值，我们看到 MV 的均值为 25.4 亿元，中位数为 10.74 亿元，说明在 A 股市场大市值公司占据整个市场的比例较大。PW 是机构持股权重比例，控制单个公司是否是机构的重仓股。我们看到 PW 的均值为 19.3%，而中位数为 5.32%，3 分位数也仅 20%，说明机构仍然偏向于集中持有某些权重股。

表 2 描述性统计表

	平均值	标准差	25%	中位数	75%
$Inst_{q-1}/\%$	10.87	6.90	2.11	6.90	16.49
$\Delta Inst_q/\%$	4.607	7.552	0.0718	1.364	6.565
SUE_q	-0.19274	6.075	-1.033	-0.07	0.918
MV/万元	254042.8	689016.5	56186.12	107470	238285
$\ln/MV$	11.697	1.0804	10.936	11.585	12.381
PW	0.193	0.386	0.008	0.053	0.207
RSUE	5.50	2.825	8	6	3
BH_1	0.088	0.336	-0.118	0.024	0.224
BH_{24}	0.369	0.849	-0.195	0.123	0.677
BH_0	0.002	0.274	-0.159	0.004	0.156

表 3 中对极端样本组中的机构持股比例进行了描述性统计分析，其中 $RSUE=1$ 代表 SUE 最大的组， $RSUE=10$ 代表 SUE 最小组。我们可以看到，不论是 SUE 最大的组还是 SUE 最小组，机构投资者均是超买者^①，在第 q 期机构投资者平均买入 5.94%（最大组）和买入 4.213%（最小组），而在随后的三个季度中均表现为持股比例增加（买入），可见我国的机构投资者并没有显现出明显的利用 PEAD 现象进行获得超额收益。因为如果机构投资者明显利用 PEAD 现象进行套利，在 SUE 最大组中机构投资者应该在随后的三个季度中表现为卖出。但是从统计上来讲，从 q 至 $q+3$ 期机构投资者对 $RSUE=1$ 组的买入量要大于 $RSUE=10$ 的组，在 q 季度平均大于 1.7%， $q+1$ 季度平均大于 0.8%， $q+2$ 季度平均大于 0.7%。

① 可能的原因是近几年我国基金份额不断在扩大，新发基金以及老基金的扩充使得机构投资者资金充裕，充分建仓导致从统计上表现为超买者。

表 3 两端样本组机构持股比例变化对比

	RSUE=1(最大组)		RSUE=10(最小组)	
	平均值	标准差	均值	标准差
$\Delta Inst_q$	5.942(1399)	8.910	4.213(1394)	7.468
$\Delta Inst_{q+1}$	6.408(1074)	9.059	5.671(1087)	8.734
$\Delta Inst_{q+2}$	5.538(1146)	8.429	4.802(1103)	8.326
$\Delta Inst_{q+3}$	5.898(934)	8.481	6.395(893)	9.156

我们简单计算机构投资者的操作行为, $Inst_{q-1}(RSUE=1)$ 和 $Inst_{q-1}(RSUE=10)$ 分别为 7.72% 和 7.67%。同时机构投资者持有市值分别为 3389 亿元和 3214 亿元。在 q 期机构投资者增加持股比例为 5.94%($RSUE=1$) 和 4.213%($RSUE=10$), 各占 $q-1$ 期比例为 77%, 和 55%, 增持金额分别为 2610 亿元和 1767 亿元。

图 1 和图 2 分别是全样本组和机构持股样本组的 PEAD 现象的描述性统计图。首

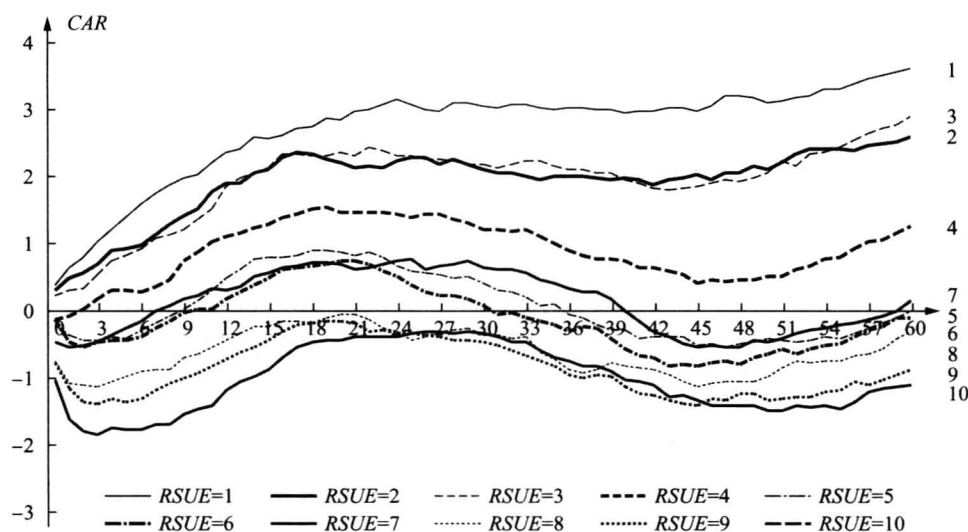


图 1 剔除 ST 股票后全样本 PEAD 现象①

注:样本量为 24340, UE 的计算方法采用当季公告前 8 个季度盈余趋势预测法减去公告的实际盈利衡量, SUE 为 UE 的标准化,即用历史预测数据的贝塔值去除 UE 。 $RSUE$ 为 SUE 的序列值,即按照公司 SUE 的我们将每个季度的 SUE 值从大到小分为 10 组, $RSUE$ 越小代表 SUE 越大。我们以财报公告日当天作为第 0 天,统计了盈余公告后 60 天内的 CAR 值。整体呈“对称”形态,在小窗口 $[0, 3]$ 内, $RSUE$ 靠前的组向上,靠后的组向下;在盈余公告后 $[3, 24]$ 个交易日全部样本组的 CAR 值持续向上漂移,在 $[25, 50]$ 交易日,再次呈对称分布, $[50, 60]$ 交易日,基本保持平稳。

① 全样本的 PEAD 图形与剔除 ST 股票后图形基本没有什么变化。

先总体看来,我国确实存在 PEAD 现象。具体由图 2 可以看出机构持股的数据组中 PEAD 现象呈现一种非对称的形态,RSUE 为 1(SUE 排名靠前)的样本组的 CAR 值呈现趋势性向上漂移,而排名靠后的样本组的 CAR 值则整体上保持平稳向上的态势,而图 1 的全部样本组中的 PEAD 形态整体上是呈对称态势的。

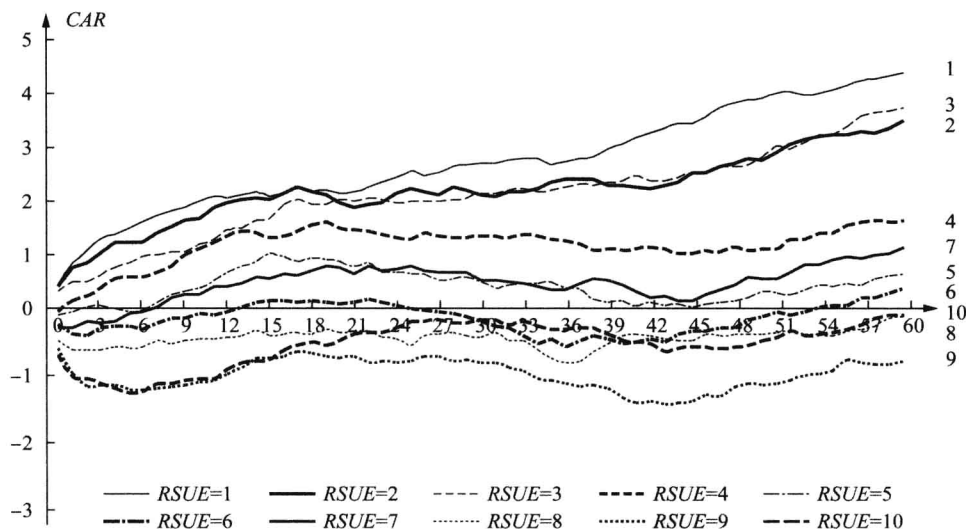


图 2 机构持股样本组(剔除 ST)①PEAD 现象。

注:样本量为 16100。UE 的计算方法采用当季公告前 8 个季度盈余趋势预测法减去公告的实际盈利表示,SUE 为 UE 的标准化,即用历史预测数据的贝塔值去除 UE。RSUE 为对 SUE 的序列分组值,我们按照 SUE 的大小将每个季度的 SUE 值从大到小分为 10 组,RSUE 越小代表 SUE 越大。我们以财报公告日当天作为第 0 天,统计了盈余公告后 60 天内的 CAR 值。

此外,从图上还可以看到,①机构持股样本组 CAR 值要高于全样本组。全样本组从第四组以下 CAR 值基本上都为负,而机构持股样本组在第 8 组以下 CAR 值为负;②机构持股样本组漂移时间要比全样本组长。全样本组在第 24 个交易日后基本上漂移结束,未来的 CAR 值变动较为平稳,而机构投资者样本组的前三组则持续漂移。

图 3 和图 4 分别是全样本和机构持股样本组的 PEAD 现象的描述性统计图。由两图可以看出两组样本中 ST 类股票 PEAD 现象均不太明显,但对比全样本组的 ST 样本以及机构持有的 ST 样本组仍能发现区别:全样本组中 ST 股票在 20 个交易日之前的 CAR 值漂移更为明显,机构持股的 ST 股票漂移现象较缓慢。

① 不剔除 ST 的股票与之差别不大。

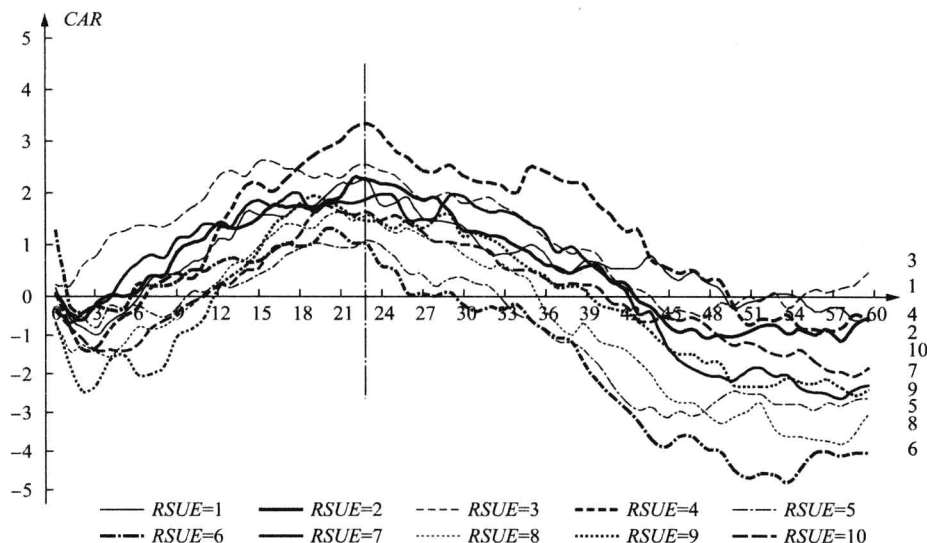


图3 全样本中ST股票PEAD现象

注：样本量为2745。UE的计算方法采用当季公告前8个季度盈余趋势预测法减去公告的实际盈利表示，SUE为UE的标准化，即用历史预测数据的贝塔值去除UE。RSUE为对SUE的序列分组值，我们按照SUE的大小将每个季度的SUE值从大到小分为10组，RSUE越小代表SUE越大。我们以财报公告日当天作为第0天，统计了盈余公告后60天内的CAR值。整体呈“倒V”形态，在小窗口[0,3]内，所有的组CAR值向下；在盈余公告后[3,24]个交易日全部样本组的CAR值持续向上漂移，在[25,60]交易日，CAR值向下漂移，最终为负。

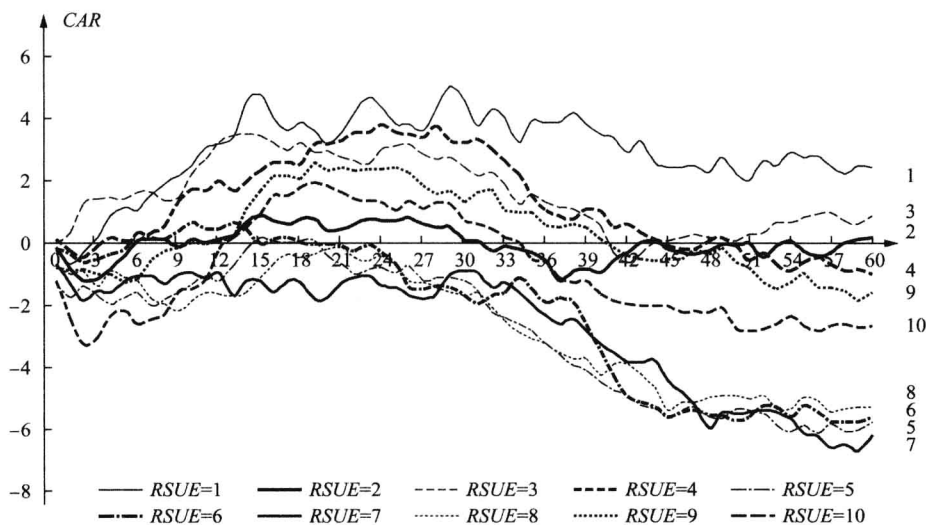


图4 机构持股组ST类PEAD现象

注：样本量为1059。UE的计算方法采用当季公告前8个季度盈余趋势预测法减去公告的实际盈利表示，SUE为UE的标准化，即用历史预测数据的贝塔值去除UE。RSUE为对SUE的序列分组值，我们按照SUE的大小将每个季度的SUE值从大到小分为10组，RSUE越小代表SUE越大。我们以财报公告日当天作为第0天，统计了盈余公告后60天内的CAR值。

4.2 机构投资者是否发现并利用 PEAD 检验结果

1) 基本模型一的回归分析

表 4 所示是模型一的实证检验结果。首先,模型经调整过的 R^2 为 0.306,证实模型有效。具体来看, $RSUE_{it}$ 与因变量之间呈负相关关系,5%水平下显著,与我们的假设相符,这意味着机构投资者在 q 季度对于 $RSUE$ 越小的组(SUE 越大组)执行买入策略, SUE 与因变量之间呈正相关关系,且在 1%水平下显著,同样证实了机构投资者当季度的交易行为。但 $RSUE_{it-1}$ 至 $RSUE_{it-3}$ 与因变量之间无显著相关关系。

表 4 模型一回归结果

因变量 = $\Delta Inst_{it}$	预测符号	系数	标准差	显著性
$RSUE_{it}$	—	-0.132**	0.060	0.028
$RSUE_{it-1}$	+ / 0	-0.032	0.029	0.273
$RSUE_{it-2}$	+ / 0	-0.035	0.029	0.229
$RSUE_{it-3}$	+ / 0	0.019	0.030	0.530
SUE_{it}	+	0.479***	0.105	0.000
$\ln(MV)_i$	+	1.236***	0.088	0.000
PW_i	+	9.607***	0.227	0.000
$Inst_{it-1}$	+	0.021**	0.009	0.021
BH_1	?	-1.488***	0.261	0.000
BH_{24}	?	-0.718***	0.099	0.000
BH_0	?	3.510***	0.339	0.000
N		16100		
校正 R^2		0.306***		

注:***代表在 1%水平下显著,**代表在 5%水平显著。

PW (机构持股权重比例)、 $\ln(MV)$ (公司流通市值的对数)、 $Inst_{it-1}$ 与因变量之间呈显著正相关关系,与预期符号相符。 BH_1 和 BH_{24} 与因变量均呈显著负相关关系, BH_0 与因变量呈显著正相关关系,且 BH_0 的系数绝对值要大于前两者之和。这说明短期的收益性报酬更能影响机构投资者的持股比例变化。而且, BH_0 的系数绝对值要大于 $RSUE$ 的系数,说明短期的收益更能影响机构投资者的交易行为。

由于 $q-1$ 至 $q-3$ 季度的 $RSUE$ 系数均不显著,我们认为机构投资者可能并没有完全理解 $PEAD$ 现象,其交易行为仅对 q 季度的 SUE 较为敏感,说明机构投资者能够察觉到 $PEAD$ 现象但没有完全利用 $PEAD$ 获取超额收益,从而支持了本文的假设 1(b)。此外,本文还发现短期的交易性回报更能影响机构本期持股比例的变化。

2) 信息不确定因素对结论的影响

根据之前的理论,我们认为机构投资者本期持股比例的变化应与本期该股票的 SUE 正相关关系,与 $RSUE$ 呈负相关关系。再根据于李胜等人(2007)的研究结论,会计信息不确定性也是导致 $PEAD$ 现象存在的一个原因,因此我们需要分析机构投资者持股比例变化是否受会计信息不确定性的影响。

表 5 所示是对模型二的回归分析结果,重点考察应计项目是否对机构投资者持股比例造成影响。我们发现 RDA (应计项目排序变量)与机构投资者本期持股比例变化回归系数为正(0.054),且在 10%水平显著,说明 RDA 越大(越小),机构投资者换股比例越大(越小)。这与我们的假设相符,即如果应计项目为正,说明机构投资者进行持股比例变化时,应计项目对其有影响,也证明机构投资者能够发现 $PEAD$ 这种现象。但其相关系数要小于 $RSUE$ 的相关系数,且其显著性也不如模型一中的 $RSUE$ 系数更显著,这说明机构投资者更关注的是 $RSUE$ 而不是应计项目,应计项目可能只是其中的一个因素。

表 6 所示是将应计项目作为控制变量后对模型一的回归检验。通过检验我们发现 RDA 在 10%水平显著,而 $RSUE$ 在 1%水平显著,说明机构投资者持股比例变化更关注的是 SUE 水平,而非应计项目,应计项目对其有一定的影响,本文的假设 1(b)依然成立。

表 5 模型二回归分析结果

因变量 = $\Delta Inst_{iq}$	预测符号	系数	标准差	显著性
(Constant)		-19.133***	1.110	0.000
RDA_i	+ / 0	0.054 *	0.033	0.100
$\ln(MV)_i$	+	1.804***	0.099	0.000
PW_i	+	9.272***	0.291	0.000
$Inst_{iq-1}$	+	0.198***	0.013	0.000
BH_1	?	-1.961***	0.338	0.000
BH_{24}	?	-0.708***	0.131	0.000
BH_0	?	0.007	0.110	0.953
N		4852		
校正 R^2		0.498		

注:***代表在 1%水平下显著,**代表在 5%水平下显著,*代表在 10%水平下显著。

表 6 模型二回归分析结果

因变量 = $\Delta Inst_{iq}$	预测符号	系数	标准差	显著性
(Constant)		-18.269**	1.116	0.000
RDA	+ / 0	0.084*	0.033	0.061
$RSUE_{iq}$	-	-0.189***	0.033	0.000
$\ln(MV)_i$	+	1.806***	0.099	0.000
PW_i	+	9.249***	0.290	0.000
$Inst_{iq-1}$	+	0.196***	0.012	0.000
BH_1	?	-2.011***	0.337	0.000
BH_{24}	?	-0.670***	0.130	0.000
BH_0	?	0.006	0.110	0.953
N		4 924		
校正 R^2		0.478		

注：***代表在 1%水平下显著，**代表在 5%水平下显著，*代表在 10%水平下显著。

3) 交易成本对结论的影响

模型三是检验考虑了交易成本之后机构投资者是否能在投资交易行为中发现 PEAD 并加以利用。我们的因变量是基准季度 q 季度的机构持股比例变化 $\Delta Inst_{iq}$ ，自变量中除了解释变量 $RSUE$ 外，还加入了交易成本代理变量 $COST$ 以及交易成本与 $RSUE$ 的交乘项。

表 7 所示是模型三的回归结果。研究发现，单位交易成本 $COST$ 与机构投资者持股比例呈显著正相关关系，相关系数为 3.048。由于 $COST$ 取 1 代表交易额大，但单位交易成本较小，故我们认为单位交易成本会对增加机构投资者持股变动。另外，我们还看到 $\Delta Inst_{iq}$ 与 $RSUE_{iq} \times COST_{iq}$ ， $RSUE_{iq-2} \times COST_{iq-2}$ ， $RSUE_{iq-3} \times COST_{iq-3}$ 显著负相关，说明交易成本确实会对机构投资者持股比例变化造成影响。这与 Mitchell(2002)，Ke 等人(2005)的结论相符。

但是，交易成本变量的加入并未对模型一的结论造成影响。我们看到机构投资者的换股比例与 $RSUE_{iq}$ 的相关系数为 -0.107，与假设相符，但较模型一中的检验系数 -0.132 的绝对值要小，说明交易成本对机构投资者的交易行为有一定影响。另外，我们还看到 $q-2$ 与 $q-3$ 季度的 $RSUE$ 与机构投资者在 q 季度的换股比例系数仍显著为负，这说明机构投资者在考虑交易成本后仍然没有完全利用 PEAD 赚取超额收益。这一结果与基本模型一的是一致的，同样支持假设 1(b)。

表 7 模型三回归结果

因变量= $\Delta Inst_{it}$	预期符号	系数	标准差	显著性
$RSUE_{it}$	—	-0.107***	0.034	0.002
$RSUE_{it-1}$	+	-0.098***	0.029	0.001
$RSUE_{it-2}$	+	-0.102***	0.030	0.001
$RSUE_{it-3}$	+	0.026	0.029	0.374
$COST$	+	3.048***	0.381	0.000
$RSUE_{it} \times COST_{it}$	—	-0.134**	0.054	0.013
$RSUE_{it-1} \times COST_{it-1}$	+	-0.010	0.032	0.766
$RSUE_{it-2} \times COST_{it-2}$	+	-0.084**	0.036	0.019
$RSUE_{it-3} \times COST_{it-3}$	+	-0.194***	0.034	0.000
N		16 100		
校正 R^2		0.029		

注：***代表在 1%水平下显著，**代表在 5%水平下显著，*代表在 10%水平下显著。

4) 机构投资者交易行为是否减轻 PEAD 检验结果

表 8 列示了模型四的回归结果。模型四主要是为了检验假设二，即机构投资者的交易行为是否减轻了 PEAD 现象。该模型当中的 CAR 值我们取了 3 个节点， CAR_3 、 CAR_{25} 和 CAR_{60} ，分别代表盈余公告后 3 日内的累计超额收益、盈余公告后 25 日内的累计超额收益以及盈余公告 60 日内的累计超额收益。选这三个节点是基于本文的描述性统计图的特征。

回归结果显示， $RSUE_{it} \times Conduct_{it}$ 与 CAR_3 不显著，说明在短期窗口中机构投资者的交易行为并没有给 PEAD 造成影响，而 $RSUE_{it} \times Conduct_{it}$ 与 CAR_{25} 以及 CAR_{60} 之间的相关系数分别为 0.598(10%水平下显著)和 1.774(1%水平下显著)，说明机构投资者的交易行为确实对 PEAD 产生了积极的影响，它有利于市场对股价的快速反应。这一结果基本上符合假设 2 的预期。

此外，回归结果表明 $RSUE_{it} \times RInst_{it-1}$ 与 CAR_{25} 的回归系数为 0.05，在 1%水平显著，这与 Bartov(2002)的结论相似，即机构持股比例较大的公司 PEAD 程度会有所减轻。 $RSUE_{it} \times RInst_{it-1}$ 与 CAR_{60} 之间回归系数为 -0.021 且在 10%水平显著，可能的解释是，价格因素导致机构投资者对公司持股比例加大。 $RSUE_{it} \times RInst_{it-1}$ 与 CAR_3 之间回归系数不显著，说明 CAR 对机构投资者的交易行为影响不大，没有解释力。

表 8 模型四回归结果

因变量=CAR	CAR ₃		CAR ₂₅		CAR ₆₀	
	B	标准差	B	标准差	B	标准差
Constant	1.629***	0.113	3.194***	0.247	4.708***	0.360
RSUE _{iq}	-0.302***	0.025	-0.663***	0.055	-0.514***	0.080
RSUE _{iq} × RInst _{iq-1}	-0.004	0.004	0.050***	0.008	-0.021*	0.012
RSUE _{iq} × Conduct _{iq}	0.135	0.275	0.598*	0.598	1.774**	0.872
N	16443		16432		16428	
校正 R ²	0.021		0.009		0.009	

注:***代表在 1%水平下显著,**代表在 5%水平下显著,*代表在 10%水平下显著。

5 研究结论

本文运用 2004~2008 年 20 个季度的机构持股上市公司数据,检验了机构投资者是否能够发现并且利用 PEAD 现象获取超额收益,以及机构投资者的交易行为能否减轻 PEAD 现象的问题。

研究结论表明:①机构投资者能够发现 PEAD 现象,机构投资者在季度 q 显著地买入高 SUE 的股票,但机构投资者并没能利用 PEAD 现象进行套利活动;②交易成本确实能够影响机构投资者的交易行为,但交易成本并不改变机构投资者买入当季 SUE 高(RSUE 低,排名靠前)的股票。在考虑交易成本后发现,当季机构投资者持股比例与 RSUE 之间的系数绝对值会变小,但依然呈显著负相关;③将机构投资者买入高 SUE 股票并卖出低 SUE 股票作为解释变量,以当季度持股比例变化作为因变量,验证了机构投资者的短期[3,25]内的交易行为能够使 PEAD 得到减轻,未预期信息会较早的被市场反应。但如果从整体区间来看,即盈余公告日后 60 个交易日的累计收益率来看机构投资者的交易行为并没有对 PEAD 起到减轻作用,反而加重了 PEAD,这与齐伟山、欧阳令南(2006)年的结论一致。

此外,本文还发现了我国 PEAD 的一些特有表现,具体有:①我国 A 股市场存在显著的 PEAD 现象,从整体来看,SUE 高的公司在盈余公告日后累计超额收益(CAR)值存在显著往上漂移的现象,SUE 低的公司在盈余公告日后累计超额收益(CAR)值存在往下漂移现象。分阶段看,整体呈现三阶段,在[0,3]窗口中呈现对称走势,SUE 高的向上漂移,SUE 低的向下漂移;在[3,25]窗口中呈现整体向上漂移的趋势,但 SUE 低的样本组趋势较缓,SUE 高的样本组趋势较陡;[25,60]窗口中,又再次呈现对称走势;②ST 样

本组走势有所不同,ST股票整体呈现“倒V”形特征,盈余公告日后CAR值走势与非ST股票也有所不同,不论SUE高低,虽然CAR值的大小稍有稍许不同,但总体走势一致。

参考文献

- [1] 于李胜,王艳艳. 信息不确定性盈余公告后漂移现象(PEAD)——来自中国上市公司的经验数据[J]. 管理世界,2006(3):40-49.
- [2] 孔东民,柯瑞豪. 谁驱动了中国股市的PEAD? [J]. 金融研究,2007(10A):82-99.
- [3] 于李胜. 投资者特征与盈余公告后的漂移现象[J]. 证券市场导报,2006(12):22-27.
- [4] 齐伟山,欧阳令南. 机构投资者与盈余公告后的股价行为——基于中国证券市场的经验分析[J]. 管理科学,2006,19(1):85-91.
- [5] Ball R, Brown P. An empirical evaluation of accounting income numbers[J]. Journal of Accounting Research, 1968, 6: 159-178.
- [6] Bartov E, Radhakrishnan S, Krinsky I. Investor sophistication and patterns in stock returns after earnings announcements[J]. The Accounting Review, 2000, 75: 43-63.
- [7] Bernard V L, Thomas J K. Post-earnings-announcement drift: delayed price responses or risk premium[J]. Journal of Accounting Research, 1989, 27 (Suppl.): 1-36.
- [8] Bernard V L, Thomas J K. Evidence that stock price do not fully reflect the implications of current earnings for future earnings[J]. Journal of Accounting and Economics, 1990, 13: 305-340.
- [9] Bhattacharya N. Investors trade and trading response and earnings announcement: an empirical investigation[J]. The Accounting Review, 2001, 76(2): 221-244.
- [10] Bhushan R. An informational efficiency perspective on the post-earnings announcement drift [J]. Journal of Accounting and Economics, 1994, 18: 45-65.
- [11] Ke B, Santhosh R. Do institutional investors exploit the post-earnings announcement drift? [J], Journal of Accounting and Economics, 2005, 39: 25-53.
- [12] Hirshleifer D, Myers J, Myers L, Teoh S H. Do individual investors drive post-earnings announcement drift[R]. Ohio State University, 2002.

机构投资者与公允价值会计信息

刘奕均 胡奕明

摘要 文章研究了机构投资者对于公允价值计量的偏好和公允价值计量方式对于市场波动的影响,并且检验了公允价值计量收益和机构交易对于市场波动的交互作用。研究发现机构表现出对于公允价值计量资产的回避态度。公允价值计量收益减小了市场波动,而机构投资者的持股和交易却显著加剧了波动,与我国基金普遍存在短视和羊群行为的解释相吻合。因为机构对于公允价值计量方式的回避,公允价值计量收益缓解了机构加剧波动的程度。研究结论对于促进公允价值计量,限制机构投机提高市场效率具有参考意义。

关键词 公允价值计量资产,公允价值计量收益,机构投资者,市场波动

1 引言

由美国次贷危机所引发的金融风暴已经席卷全球,大量文献纷纷指责 SEC 和 FASB 所倡导的公允价值计量方法推动了金融危机扩散,并且加剧了资本市场动荡和危机传染(Hodder 等,2006;Plantin 等,2008)。早在此次金融危机之前,2004 年欧洲中央银行有关公允价值与金融稳定性报告中就指出,公允价值计量会造成金融资产价格的顺周期效应。而我国为了早日得到世界对于中国市场经济地位的认可,在财政部推动下于 2006 年颁布了与国际会计准则趋同的新会计准则。新准则中涉及大量与公允价值计量相关的具体准则,公允价值计量有可能成为 21 世纪最主要的计量模式(黄世忠,1997)。那么我国新准则所倡导的公允价值计量是否也加剧了市场波动和危机传导呢?

新准则实施以来恰逢我国超常规大力发展机构投资者,市场监管方希望在资本市场转型期通过发展机构发挥其理性投资作用稳定市场,截止 2007 底我国股票市场上机构持股占流通股比例超过 30%(姚颐等,2008),机构对于我国资本市场的影响已经举足轻重。那么机构投资者对于新会计准则中的公允价值计量将作何反应,机构与公允价值共同作用对于市场波动又将产生什么影响? 现有对机构投资者的研究,采用的视角并不相同。国外机构是以养老基金、社保基金和共同基金为主的“三分天下”,而我国机构投资者却是公募基金“一股独大”,其占比达到机构总持股市值的 80%以上。根据我国机构组成特点,本文机构研究落脚点是以基金为代表的机构投资者(姚颐等,2008;何佳等,2007),也以此为代表研究了机构对于资本市场的作用。

本文结构安排如下：第二部分是文献回顾和研究假设，论述了机构对于公允价值的偏好、公允价值和机构对市场波动的影响，在此基础上提出本研究的假设；第三部分是研究设计；第四部分是实证研究结果检验和分析；最后是研究结论。

2 文献回顾与研究假设

美国财务会计准则委员会从 20 世纪 90 年代起陆续颁布了 SFAS107,115,133,157 要求会计主体对公允价值进行披露和确认。FASB 积极倡导的公允价值计量被其认为是对金融资产最具相关性的计量方法。Barth(1996)研究表明以公允价值计量资产相对于以历史成本计量提供了与股票价格更多的解释能力。而 Khurana(2003)研究发现在公允价值度量比较准确的情况下，公允价值计量的价值相关性比历史成本计量更好。因此要建立在不完善市场中对于公允价值计量的价值模型和对于公允价值计量的指导性意见。邓传洲(2005)发现公允价值披露显著增加了会计盈余价值相关性。现有研究表明公允价值计量拥有历史成本计量所不能反映的价格内容，有更多信息含量。

机构作为较中小投资者更为理性的成熟投资者，被认为具有更多的信息、人才优势和规模经济效应。Chidambaran 和 John(2000)研究表明机构能够从公司管理层获得私有信息，并通过市场交易传递给其他股东和债权人。并且机构拥有职业分析团队，其分析能力和信息处理能力在市场参与各方始终占优，机构正是借助这种强大的信息收集和处理能力参与市场交易。资本市场本质上是一个信息市场，但现实不完美市场中信息非对称性造就了机构在逐利驱动下的信息优势地位，机构的信息分析和挖掘能力远胜于一般的投资者。根据 Grossman 和 Stiglitz(1980)提出的信息经济学理论，机构投资者一方面通过其拥有的信息优势获利，另一方面机构的作用直接体现为通过其作为知情人的交易向市场传递信息。

财政部提倡公允价值计量方法，在政策层面旨在提高会计报表信息含量，促进资本市场信息公开程度。而证监会发展我国机构投资者，是寄希望机构能够发挥市场信息收集、处理和传递作用，稳步推进市场完善和发展。政策监管方和准则制定者立意都为善，但其中是否会产生不协调。分析认为机构天生并没有稳定市场的本性，机构从私利出发积极占据市场信息优势的“高地”，通过其交易获利并同时把这种私有信息经市场交易传递出去。而财政部推动公允价值计量开辟了信息传递的另一个渠道，以此为基础的资产和收益包含了更为相关的信息，通过会计报告和披露的方法，以公共物品的形式传递给市场各方。无疑以公允价值计量为代表的“第二条信息渠道”的开辟，对机构拥有的信息垄断和优势地位提出了挑战，一定程度上使其丧失了部分信息收集和处理优势。研究认为因公允价值计量包含有更多信息含量，促进了公司信息公开和市场完善，也蚕食了机构的信息优势地位，机构想通过信息垄断获利将变得更加困难。现提出研究第一个

假设。

假说 1 机构投资者对以公允价值披露的资产和损益采取回避态度。

在金融风暴的背景下金融实业界人士、国外学者纷纷把矛头指向了公允价值计量方法。Khan(2009)对公允价值计量的批评中,指责其加大了次贷危机程度引发了金融危机扩散,而且公允价值计量引起了资产价格下跌恶性循环。Plantin(2008)研究认为公允价值计量导致了价格顺周期循环交易,这加速了市场衰退期的价格下跌,增加了潜在系统性风险。国外学者对公允价值计量助推市场波动的讨论不绝于耳。但是以 FASB 和 IASB 为代表的会计学界也不甘示弱,指责金融界抨击公允价值是一种推卸责任寻找替罪羊的伎俩,认为公允价值提高了财务信息的相关性,反映了资产的真实价值有助于防范风险。公允价值计量的运用虽仍有缺陷,但会计学界不认为是导致危机的根本原因,这可以在美国证监会 2008 年年底向国会提交的报告中得到证实。国际货币基金组织(IMF)在《全球金融稳定报告》中指出,如果市场透明度高市场能够及时了解公司财务状况,公允价值不会带来问题。葛家澍(2009)认为此次金融危机根源在于美国金融监管不足和衍生品投机过度,公允价值计量是有用的,并且对于危机在我国的传染作用有限。研究认为公允价值计量并不是危机产生的根源,对其计量的不准确导致了市场各方对信息产生了误判,在金融危机中公允价值只是如实的反映了市场波动而没有引发危机使危机加剧。公允价值运用在我国仍处于起步阶段,其诞生之初就是为了如实反映信息,防范风险于及时,因此提出假设 2。

假说 2 我国上市公司公允价值计量的资产和收益并未加剧市场波动。

在动荡市场中,造成市场大幅波动的因素既有市场监管不严的原因,也有政策安排的疏漏,更有市场参与者的投机行为。现有对机构与市场波动的研究,分歧较为明显,既有支持机构稳定市场的研究(Sosin, 1998; 祁斌, 2006),也有机构加剧市场波动的文献(Sias, 1996; Dennis 等, 2002; 姚颐等, 2008)。稳定论认为机构利用其信息优势获利并通过交易向市场传递信息,有效降低了市场信息不对称性,使得市场价格向价值回归市场波动减少。而加剧派则主张机构具有典型“群居”特性,存在广泛羊群行为和惯性交易,这种非理性行为使机构更加关注短期价格信息而忽视了长期价值信息,这样的交易策略使得机构加剧了市场波动。Dennis 和 Strickland(2002)认为当市场活跃时机构羊群行为至少在短期加剧了市场波动。本研究针对证券投资基金为代表的机构投资者,在基金排名和业绩比较压力下基金公司普遍存在羊群行为(伍旭川等 2005),由于我国资本市场的弱势有效性机构交易的信息不能在价格中得到有效反映,市场价格经常偏离价值。基于以上提出第三个假设。

假说 3 我国机构投资者的交易行为加剧了市场波动。

如假说 1、假说 2、假说 3 得到验证,机构行为会加剧市场波动,而公允价值计量并未加剧波动,出于机构对公允价值计量的回避,公允价值的计量将会减少机构持股,缓解机

构对于市场波动的影响,因此研究提出假设4。

假说4 公允价值计量缓解了机构对于市场波动的影响。

3 研究设计

3.1 研究期间和研究数据

我国新会计准则从2007年1月1日在上市公司中开始执行。研究期间从2007年第一季度开始至2009年第三季度,此间不但包含了中国新准则实施,还涵盖了中国股市的牛、熊市周期以及全球金融危机肆虐时期,成为研究我国公允价值和市场波动的最佳期间。

采用我国A股上市公司的全样本,运用期间11个季度数据组成的面板数据进行研究,市场数据、财务指标数据来源与WIND数据库,部分公司报表数据来源CSMAR数据库。对数据进行整理,删除缺失数据并对所有数据极端值进行了Winsorize(1%)处理。因为研究观测变量的不同进入到模型的样本数量也不同,具体样本量在实证分析中列出。

3.2 变量设计及研究模型

机构持股的衡量采用机构季度末持股占流通股的比例 IO_t (Sais 1996),研究同时采用了机构季度平均持股 $MIO=(IO_{t-1}+IO_t)/2$ 和动态指标 $\Delta IO=IO_t-IO_{t-1}$ 。

对于观测变量,研究主要关注以公允价值计量的每股资产和损益。首先,把每股总资产(EZC)分解成以公允价值计量的每股资产($FVZC$)和非公允价值计量的资产($NFVZC$)。 $FVZC$ 是由每股可交易性金融资产($eTFA$)、每股可出售金融资产(eSA)、每股持有到期投资(eHI)之和减去每股可交易性负债($eTFD$)组成。公司每股收益(EPS)也分解成以公允价值计量的每股收益($FVEPS$)和非公允价值计量的每股收益($NFVEPS$)。

对于 ΔIO 的模型设计,研究对于以上的观测变量同样取季度之间的差值如 $\Delta EZC=EZC_t-EZC_{t-1}$,其他差值变量同此。对于机构持股特征的研究,Gompers和Metrick(2001)的研究控制了公司规模、每股价格、上市公司年龄、换手率、动量交易、风险等因素。我们在研究中也分别用流通市值自然对数($\ln LTSZ$)控制公司规模、股票季度平均价格($Aprice$)控制股价因素, Age 代表上市公司年龄, $Turnover$ 代表股票换手率,用前一季度净资产收益率(ROE_{t-1})和前一季度市场回报($Return_{t-1}$)控制动量交易。用前12个季度 ROE 的方差($VROE$)、前两个季度的市场数据计算的 β 和公司季末资产负债率($Indebt$)控制风险,然后我们还加入了季度每股现金流量净额($eCash$)和季度每股营业收

入(*eEarning*)这两个变量以控制每股现金流和收入对机构持股的影响,由此建立多元计量回归方程(1)~(3):

$$IO_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 EZC_{it} + \alpha_2 EPS_{it} + \gamma_1 \ln LTSZ_{it} + \gamma_2 Aprice_{it} + \gamma_3 Age_{it} + \gamma_4 Turnover_{it} + \gamma_5 ROE_{it-1} + \gamma_6 Reture_{it-1} + \gamma_7 VORE_{it} + \gamma_8 \beta_{it} + \gamma_9 Indebt_{it} + \gamma_{10} eCash_{it} + \gamma_{11} eEarning_{it} + \epsilon_{it} \quad (1)$$

$$IO_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 FVZC_{it} + \alpha_2 NFVZC_{it} + \alpha_3 FVEPS_{it} + \alpha_4 NFVEPS_{it} + ControVariables_{it} + \epsilon_{it} \quad (2)$$

$$IO_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 eTFA_{it} + \alpha_2 eSA_{it} + \alpha_3 eHI_{it} + \alpha_4 eTFD_{it} + \alpha_5 NFVZC_{it} + \alpha_6 FVEPS_{it} + \alpha_7 NFVEPS_{it} + Control Variables_{it} + \epsilon_{it} \quad (3)$$

模型设计中 ϵ 代表残差, i 代表第 i 个上市公司, t 为第 t 个季度,以下模型设计同此。研究还使用了 IO 作为因变量对于模型(1)~(3)进行检验。同时设计差值模型针对 ΔIO 进行检验,因变量和观测变量取差值得到模型(1)*~(3)*:

$$\Delta IO_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta EZC_{it} + \alpha_2 \Delta EPS_{it} + \gamma_1 \ln LTSZ_{it} + \gamma_2 \Delta Aprice_{it} + \gamma_3 \Delta Age_{it} + \gamma_4 \Delta Turnover_{it} + \gamma_5 \Delta ROE_{it-1} + \gamma_6 \Delta Return_{it-1} + \gamma_7 \Delta VROE_{it} + \gamma_8 \Delta \beta_{it} + \gamma_9 \Delta Indebt_{it} + \gamma_{10} \Delta eCash_{it} + \gamma_{11} \Delta eEarnings_{it} + \epsilon_{it} \quad (1)^*$$

$$\Delta IO_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta FVZC_{it} + \alpha_2 \Delta NFVZC_{it} + \alpha_3 \Delta FVEPS_{it} + \alpha_4 \Delta NFVEPS_{it} + Control variables_{it} + \epsilon_{it} \quad (2)^*$$

$$\Delta IO_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta eTFA_{it} + \alpha_2 \Delta eSA_{it} + \alpha_3 \Delta eHI_{it} + \alpha_4 \Delta eTFD_{it} + \alpha_5 \Delta NFVZC_{it} + \alpha_6 \Delta FVEPS_{it} + \alpha_7 \Delta NFVEPS_{it} + Control Variables_{it} + \epsilon_{it} \quad (3)^*$$

针对市场波动变量,研究采用(Sais, 1996)的方法,取上市公司季度每日收益率的标准差代表波动性 V 。在研究中作为因变量进入计量方程。对于波动性的研究同样以公允价值计量的每股资产和收益为观测变量,同时关注变量 ΔIO 和 MIO 对于市场波动的影响。主要控制变量有:流通市值自然对数($\ln LTSZ$)、股票季度平均价格($Aprice$)、公开上市月数(Age)、股票季度日平均换手率($Turnover$)、公司前一季度净资产收益率(ROE)、前 12 个季度公司净资产收益率的方差($VROE$)、前一季度市场收益率($Return_{t-1}$)、季末上市公司资产负债率($Indebt$),形成研究模型(4)~(6):

$$V_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 EZC_{it} + \alpha_2 EPS_{it} + \alpha_3 MIO_{it} + \alpha_4 \Delta IO_{it} + \gamma_1 \ln LTSZ_{it} + \gamma_2 Aprice_{it} + \gamma_3 Age_{it} + \gamma_4 Turnover_{it} + \gamma_5 ROE_{it-1} + \gamma_6 Reture_{it-1} + \gamma_7 VROE_{it} + \gamma_8 \beta_{it} + \gamma_9 Indebt_{it} + \gamma_{10} eCash_{it} + \gamma_{11} eEarning_{it} + \epsilon_{it} \quad (4)$$

$$V_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 FVZC_{it} + \alpha_2 NFVZC_{it} + \alpha_3 FVEPS_{it} + \alpha_4 NFVEPS_{it} + \alpha_5 MIO_{it} + \alpha_6 \Delta IO_{it} + Control Variables_{it} + \epsilon_{it} \quad (5)$$

$$V_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 eTEA_{it} + \alpha_2 eSA_{it} + \alpha_3 eHI_{it} + \alpha_4 eTFD_{it} + \alpha_5 NFVZC_{it} + \alpha_6 FVEPS_{it} + \alpha_7 NFVEPS_{it} + \alpha_8 MIO_{it} + \alpha_9 \Delta IO_{it} + Control Variables_{it} + \epsilon_{it} \quad (6)$$

研究观测机构持股变动和公允价值计量收益的共同作用,在以上研究设计的基础上

引入了虚拟变量 $DUMMY$ (公允价值计量的每股收益大于中位数的计为 1, 小于中位数的为 0)以及虚拟变量与机构持股变动的交乘项 $DUMMY \times IO$ 。通过这两个变量来观测机构和公允价值计量共同对于市场波动的影响。得到研究模型(7)~(9), 因变量仍为市场波动 V 。

$$V_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 EZC_{it} + \alpha_2 EPS_{it} + \alpha_3 IO_{it} + \alpha_4 \Delta IO_{it} + \alpha_5 DUMMY_{it} + \alpha_6 DUMMY \times \Delta IO_{it} + Control\ Variables + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

$$V_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 FVZC_{it} + \alpha_2 NFVZC + \alpha_3 FVEPS_{it} + \alpha_4 NFVEPS_{it} + \alpha_5 IO_{it} + \alpha_6 \Delta IO_{it} + \alpha_7 DUMMY + \alpha_8 DUMMY \times \Delta IO_{it} + Control\ Variables + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

$$V_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 eTFA_{it} + \alpha_2 eSA_{it} + \alpha_3 eHI_{it} + \alpha_4 eTFD_{it} + \alpha_5 NFVZC_{it} + \alpha_6 FVEPS_{it} + \alpha_7 NFVEPS_{it} + \alpha_8 IO_{it} + \alpha_9 \Delta IO_{it} + \alpha_{10} DUMMY_{it} + \alpha_{11} DUMMY \times \Delta IO_{it} + Control\ Variables + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

4 实证结果分析

4.1 描述性统计结果分析

表 1 所示为主要变量描述性统计结果, 从中看到 $FVZC$ 均值为 0.61, 中位数为 0.036, 相对于 EZC 的均值 7.75 和中位数 6.2, 所占比重相对较小。在以公允价值计量的资产中 eSA 和 eHI 均值分别为 0.41 和 0.19, 成为构成以公允价值计量每股资产的主要部分。 $FVEPS$ 均值为 0.00, 中位数为 0.00004, 但是其最大值和最小值分别为 0.24 和 -0.26, 而 EPS 的最大、最小值为 0.69 和 -0.4, 说明 $FVEPS$ 在一些上市公司 EPS 中起了一定贡献作用。 IO 的均值为 13.87%, 而最大值达到 66.57%, ΔIO 最大值和最小值分别为 35.6% 和 -36.97%, 说明我国资本市场机构的交易活跃, 所占流通股比例较多。在观测期内的市场季度波动率均值为 3.89%, 最大季度波动率为 5.91%, 市场波动剧烈。

表 1 主要变量有效样本描述性统计

	样本数	最小值	最大值	均值	中位数	标准差
IO	9974	0.06	66.57	13.87	8.54	14.74
ΔIO	11212	-36.97	35.60	-0.27	-0.053	11.42
MIO	11314	0.00	54.09	12.36	6.75	13.68
V	16313	1.98	5.91	3.89	3.88	0.83
EZC	17074	0.57	41.70	7.75	6.20	6.30

(续表)

	样本数	最小值	最大值	均值	中位数	标准差
<i>EPS</i>	17 428	-0.40	0.69	0.07	0.048	0.15
<i>FVZC</i>	7 204	-0.04	18.04	0.61	0.036	2.37
<i>NFVZC</i>	17 074	0.57	37.55	7.54	6.09	5.84
<i>FVEPS</i>	3 949	-0.26	0.24	0.00	0.000 04	0.05
<i>NFVEPS</i>	17 429	-0.40	0.70	0.07	0.048	0.15
<i>eTFA</i>	7 204	0.00	2.09	0.06	0.000 4	0.23
<i>eSA</i>	7 204	0.00	14.89	0.41	0.003 1	1.69
<i>eHI</i>	7 204	0.00	15.56	0.19	0.00	1.29
<i>eTFD</i>	7 204	0.00	1.42	0.01	0.00	0.07

4.2 相关分析

变量之间的单因素相关性分析中, V 表现出与 $FVZC$, $FVEPS$ 等以公允价值计量每股资产和损益的负相关性, 但是 V 与 ΔIO 却呈现显著的正相关关系, 相关系数为 0.059, 说明机构交易加剧了市场波动, 在回归分析中将在控制更多变量的条件下研究主要变量之间的关系, 相关性分析列表因篇幅原因在此不做列报。

4.3 回归结果分析

1) 机构季度末持股比例与公允价值计量

研究采用 STATA9.0 中的 Fixed-effects 回归方式对面板数据进行分析, 并且针对面板数据特点使用了 Hausman 检验拒绝了 Random-effects 回归方式, 使用 Fixed-effects 回归能够消除数据组内不随时间序列而变化自变量对于因变量的影响。同时为了防止数据中异方差的影响, 回归中还使用了 Robust 检验, 结果见表 2, 各回归方程的总体 R^2 都保持在 10% 左右, 说明方程具有较好解释力。在以下实证分析中都使用了同样的回归检验方式。

表 2 中的回归 1 和 2 首先呈报分别在没有控制变量和有控制变量情况下 EZC 与 IO 变量的回归结果, 发现不控制情况下每股资产和机构季末持股比例呈显著正相关, 而有控制变量情况下却呈现了显著负相关关系, 说明在没有控制变量的情况下可能存在谬误回归, 因此在以下了回归分析中研究都是在控制了 11 个控制变量的情况下进行。

表 2 公允价值计量对于机构季度末持股的 Fixed-effects 回归结果

回归	1	2	3	4	5	6	7	8
<i>Cons</i>	12.02*** (0.00)	31.65*** 0.000	30.37*** 0.000	33.32*** 0.000	32.04*** 0.002	41.02*** 0.002	34.70** 0.015	35.61** 0.012
<i>EZC</i>	0.196*** 0.000	-0.178*** 0.001		-0.257*** 0.000				
<i>FVZC</i>					-0.679*** 0.009		-0.92*** 0.003	
<i>NFVZC</i>					-0.104 0.211		-0.095 0.419	-0.078 0.511
<i>EPS</i>			7.78*** 0.000	8.58*** 0.000				
<i>FVEPS</i>						4.53 0.252	5.11 0.21	6.16 0.134
<i>NFVEPS</i>						7.52*** 0.000	7.59*** 0.000	7.58*** 0.000
<i>eTFA</i>								-02.91** 0.025
<i>eSA</i>								-0.847*** 0.005
<i>eHI</i>								-0.85** 0.021
<i>eTFD</i>								-3.85 0.204
控制变量		控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本数	9973	7959	7958	7958	3811	2080	1938	1938
<i>F</i> 值	18.8***	96.6***	101***	95.5***	38.1***	19.1***	16.7***	14.2***
<i>R</i> ² 组内	0.0022	0.1446	0.1506	0.1532	0.1357	0.1306	0.1407	0.1437
<i>R</i> ² 组间	0.1160	0.1127	0.1332	0.1231	0.1009	0.0883	0.0887	0.0849
<i>R</i> ² 总体	0.0602	0.1128	0.1263	0.1231	0.0957	0.0896	0.0701	0.0680

注：每格上面数值为系数，下面数字为 *P* 值；***，**，*分别表示在 1%，5%，10%的水平上显著。

表 2 中回归 2~4 结果表明机构季末持股比例与每股资产呈显著负相关而与 *EPS* 呈现显著正相关，说明机构偏好每股收益多的公司，但是并不偏好每股资产大的公司。回归 5~7 进一步将 *EZC* 分解成 *FVZC*, *NFVZC*；将 *EPS* 分解成 *FVEPS*, *NFVEPS*，回归结果发现机构偏好 *EPS* 体现在对于 *NFVEPS* 的偏好，而对于 *FVEPS* 并没有显著的

偏好性。对于机构持股与每股资产的负相关性,更多地体现在机构与 $FVZC$ 的显著负相关上,而 $NFVZC$ 并没有呈现出与 IO 的显著相关性。

回归 8 进一步将 $FVZC$ 分解成 $eTFA$, eSA , eHI , $eTFD$ 进行研究,结果发现机构季末持股显地表现出对于 $eTFA$, eSA 和 eHI 的回避态度,这些以公允价值计量的每股资产越多,机构季末持股比例越小,结论与预期吻合。用 MIO 作为因变量进行实证,分析结果与表 2 基本一致,在此不在罗列。

2) 机构季度持股比例变化与公允价值计量

表 3 所示是研究针对季度每股公允价值计量的资产和收益变化与机构持股比例季度变化进行检验的回归结果。回归 2~4 表明, EZC 的增长会导致机构持股比例减少,而 EPS 的增长会导致机构持股比例的增加,并且都在 1% 的水平上显著。

表 3 公允价值计量与机构持股比例变化的 Fixed-effects 回归结果

回归	1	2	3	4	5	6	7	8
<i>Cons</i>	-0.175 0.166	23.96** 0.017	30.68*** 0.002	26.13*** 0.009	40.39*** 0.007	66.20*** 0.001	60.11*** 0.003	59.84*** 0.002
<i>EZC</i>	0.189** 0.014	-0.441*** 0.000		-0.603*** 0.000				
<i>FVZC</i>					-0.323 0.581		-1.33* 0.075	
<i>NFVZC</i>					-0.257* 0.053		-0.324* 0.058	-0.298 0.165
<i>EPS</i>			8.12*** 0.000	9.61*** 0.000				
<i>FVEPS</i>						9.17* 0.099	12.34** 0.035	9.25 0.187
<i>NFVEPS</i>						7.947*** 0.000	9.69*** 0.000	9.25*** 0.000
<i>eTFA</i>								1.39 0.565
<i>eSA</i>								-0.293 0.721
<i>eHI</i>								-2.63* 0.083
<i>eTFD</i>								-3.08 0.655
控制变量		控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	9998	7945	7939	7939	3768	2221	2085	2082

(续表)

回归	1	2	3	4	5	6	7	8
F 值	6.03**	38.45***	40.81***	40.66***	18.21***	13.42***	11.53***	7.83***
R^2 组内	0.0007	0.0632	0.0669	0.0718	0.0710	0.0898	0.0947	0.0960
R^2 组间	0.0841	0.0146	0.0140	0.0146	0.0014	0.0007	0.0012	0.0013
R^2 总体	0.0012	0.0026	0.0031	0.0037	0.0033	0.0036	0.0040	0.0040

注：每格上面数值为系数，下面数字为 P 值；***，**，*分别表示在 1%，5%，10%的水平上显著。

回归 5~7 是对于 EZC 和 EPS 的分解分析，结果表明 $FVZC$ 和 $NFVZC$ 的增加都显著使得机构持股比例减小，分析认为这样的结果可能表明基金在我国股市上的行为仍然以短期投资为主，并不偏好每股资产大和每股资产增加的大型公司，而对于小盘股、题材股情有独钟。而机构持股比例变化与 $\Delta FVEPS$ 和 $\Delta NFEPS$ 呈现显著正相关，表明机构会增持每股收益增长的公司股票，而并未区分是 $FVEPS$ 还是 $NFEPS$ 。回归 8 是对于 $\Delta FVZC$ 进一步分解检验，发现 ΔeHI 与机构季度持股比例变化为显著负相关关系，而其他的以公允价值计量的每股资产变化相关系数虽然为负但是并不显著。

综上所述，不论从静态机构持股比例还是季度平均持股比例，以及动态机构持股比例变化的实证结果，我们认为机构对于以公允价值计量的每股资产采取了回避态度，假设一得到支持。

3) 公允价值、机构行为与市场波动

研究观测期间市场经历了牛、熊市的交替，我们运用模型 4~6 观测机构行为对于市场波动的影响。回归结果如表 4 所示。回归 1~7 表明模型 R^2 在 10% 左右模型总体上是有效的，研究发现在 1~7 的回归中不论是 MIO 还是 ΔIO 都显著的与市场波动性 V 呈正相关关系。说明机构的持股和交易加剧了此间的市场波动，同 (Sias 1996) 的研究结论一致，并且实证了假设 3。

表 4 公允价值计量、机构持股与市场波动的 Fixed-effects 回归结果

回归	1	2	3	4	5	6	7
$cons$	12.17*** 0.000	11.91*** 0.000	12.19*** 0.000	12.87*** 0.000	12.97*** 0.000	13.24*** 0.000	13.19*** 0.000
EZC	-0.023*** 0.000		-0.024*** 0.000				
$FVZC$				-0.02 0.193		-0.015 0.428	
$NFVZC$				-0.0156*** 0.003		-0.015* 0.062	-0.015 0.129

(续表)

回归	1	2	3	4	5	6	7
<i>EPS</i>		0.024 0.707	0.103 0.114				
<i>FVEPS</i>					-2.06*** 0.000	-2.1*** 0.000	-2.1*** 0.000
<i>NFVEPS</i>					0.087 0.456	0.169 0.168	0.149 0.246
<i>eTFA</i>							0.054 0.572
<i>eSA</i>							-0.022 0.251
<i>eHI</i>							0.041* 0.091
<i>eTFD</i>							0.284 0.208
<i>MIO</i>	0.0082*** 0.000	0.008*** 0.000	0.008*** 0.000	0.009*** 0.000	0.006*** 0.010	0.007*** 0.008	0.007*** 0.006
ΔIO	0.003*** 0.000	0.003*** 0.000	0.0027*** 0.000	0.0031*** 0.000	0.003** 0.029	0.0022* 0.067	0.0023** 0.03
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	8959	8957	8957	4281	2292	2141	2141
<i>F</i> 值	344.37***	338.75***	321.54***	160.55***	90.10***	73.87***	57.08***
<i>R</i> ² 组内	0.3846	0.3808	0.3848	0.4060	0.4266	0.4273	0.4298
<i>R</i> ² 组间	0.0184	0.0118	0.0186	0.0371	0.0480	0.0611	0.0584
<i>R</i> ² 总体	0.1098	0.0964	0.1103	0.0942	0.0770	0.0805	0.0784

注：每格上面数值为系数，下面数字为 *P* 值；***，**，* 分别表示在 1%，5%，10% 的水平上显著。

回归 1~3 结果表明，每股资产越大的公司其市场价格越稳定，而 *EPS* 对于市场波动影响并不显著。回归 4~6 发现其稳定市场的因素主要是 *NFVZC*，而且 *FVEPS* 显著减小股价波动，实证结果验证了假说 2，研究认为 *FVEPS* 表现出来的稳定市场的作用是由于我国金融市场监管较为严格，加之公允价值采用时间较短，在市场动荡期间并未区分收益来源何处，把 *FVEPS* 也看作了持有的稳定收益，市场发现了收益的信号就趋向平稳。回归 7 是对于 *FVZC* 进一步的分解研究，发现每股持有到期投资 *eHI* 与市场波动呈正相关，说明部分公允价值计量资产加大了市场波动。

4) 机构交易、公允价值收益对于市场波动的共同作用

此前研究发现机构行为会加剧市场波动,而 FVEPS 稳定了市场,模型 7~9 检验了 FVEPS 和 ΔIO 对于市场波动的共同影响,如表 5 所示。回归 1~6 中 MIO 和 ΔIO 仍显著加剧波动,而 FVEPS 在回归 3~6 中仍显著与市场波动呈负相关,与表 4 一致。

表 5 机构持股、公允价值计量对于市场波动性共同作用的 Fixed-effects 回归结果

回归	1	2	3	4	5	6
<i>cons</i>	12.6*** 0.000	12.6*** 0.000	12.47*** 0.000	12.48*** 0.000	12.44*** 0.000	12.45*** 0.000
<i>EZC</i>	-0.013** 0.046	-0.0131* 0.051				
<i>FVZC</i>			-0.013 0.555	-0.012 0.574		
<i>NFVZC</i>			-0.012 0.209	-0.012 0.217	-0.012 0.211	-0.012 0.220
<i>EPS</i>	0.068 0.563	0.073 0.536				
<i>FVEPS</i>			-1.07*** 0.001	-1.06*** 0.001	-1.11*** 0.000	-1.1*** 0.000
<i>NFVEPS</i>			0.18 0.156	0.183 0.149	0.153 0.228	0.156 0.219
<i>eTFA</i>					0.035 0.718	0.036 0.704
<i>eSA</i>					-0.019 0.307	-0.019 0.314
<i>eHI</i>					0.053** 0.026	0.053** 0.024
<i>eTFD</i>					0.293 0.196	0.292 0.202
<i>MIO</i>	0.007*** 0.004	0.007*** 0.005	0.007*** 0.005	0.007*** 0.006	0.007*** 0.005	0.007*** 0.005
ΔIO	0.002* 0.086	0.004** 0.017	0.002* 0.076	0.003** 0.017	0.002* 0.060	0.004** 0.013
<i>DUMMY</i>	-0.352*** 0.000	-0.35*** 0.000	-0.30*** 0.000	-0.302*** 0.000	-0.306*** 0.000	-0.308*** 0.000
<i>DUMMY</i> × ΔIO		-0.004* 0.099		-0.003* 0.099		-0.003* 0.095
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制

(续表)

回归	1	2	3	4	5	6
N	2 292	2 292	2 141	2 141	2 141	2 141
F 值	90. 62***	85. 53***	70. 41***	67. 12***	61. 05***	58. 66***
R ² 组内	0. 444 0	0. 444 8	0. 450 6	0. 451 3	0. 453 7	0. 454 4
R ² 组间	0. 053 8	0. 054 0	0. 057 9	0. 057 8	0. 054 3	0. 054 1
R ² 总体	0. 089 2	0. 089 6	0. 084 4	0. 084 5	0. 081 3	0. 081 4

注：每格上面数值为系数，下面数字为 P 值；***，**，*分别表示在 1%，5%，10%的水平上显著。

DUMMY 变量在回归 1~6 中显著稳定了市场，并且 DUMMY 与 ΔIO 的交乘项也显著的与市场波动呈负相关，表明在 FVEPS 较多的公司中公允价值计量的每股收益部分缓解了 ΔIO 对于市场波动的加剧效应，证实了假说 4。

综合以上，研究认为机构在短期内的羊群行为和惯性交易可能是造成 MIO 和 ΔIO 与市场波动性正相关的主要因素，我国以基金为代表的机构投资者在动荡市场和逐利因素的驱动下有很强的投机动机，直接加剧了市场波动。而对于公允价值的研究与国外研究结论不同，研究认为公允价值加剧市场波动大多是针对金融行业的研究，金融行业以公允价值计量的资产和收益占比较大。但是在我国上市公司中金融类公司数量较少，研究采用的是全样本的研究数据并未局限于某一个行业。而且我国上市公司对于公允价值的采用非常慎重，研究中发现以公允价值计量的每股收益显著的与市场波动呈负相关，并且公允价值计量的收益缓解了机构交易加剧市场波动的影响。

5 研究结论

在我国新会计准则推广公允价值计量背景下，本文研究了以证券投资基金为代表的机构投资者对于公允价值计量的偏好，以及公允价值计量与机构行为对于市场波动的影响。研究发现：其一，机构表现出对于公允价值计量资产明显的回避态度，在可供出售金融资产和持有到期投资上尤为突出。公允价值计量的披露和呈报开辟了新的市场信息渠道，机构面临信息优势的蚕食，而采取回避公允价值计量的态度。其二，机构持股和交易显著加剧了市场波动与前期文献(Sias, 1996)结论一致，说明我国基金机构追逐短期利益，市场交易频繁，并未起到稳定市场的作用。其三、公允价值计量的收益减轻了市场波动，研究认为市场对于公允价值计量收益理解有限，把此收益看作了稳定和可持续收益。说明我国新准则推行的公允价值计量收益并未助推危机，并且因为机构回避公允价值计量，还在一定程度上缓解了机构交易加剧波动的影响。研究结论对于我国进一步推广公允价值计量和限制机构投机行为，发展和完善我国资本市场具有重要参考意义。

参考文献

- [1] 邓传洲. 公允价值的价值相关性: B股公司的证据[J]. 会计研究, 2005(10): 55-63.
- [2] 黄世忠. 公允价值会计: 面向 21 世纪的计量模式[J]. 会计研究, 1997(12): 1-4.
- [3] 何佳, 何基报, 王霞, 翟伟丽. 机构投资者一定能够稳定股市吗[J]. 管理世界, 2007(8): 35-42.
- [4] 葛家澍. 关于公允价值会计的研究[J]. 会计研究, 2009(5): 6-13.
- [5] 祁斌, 黄明, 陈卓思. 机构投资者与股市波动性[J]. 金融研究, 2006(9): 54-64.
- [6] 伍旭川, 何鹏. 中国开放式基金羊群行为分析[J]. 金融研究, 2005(5): 60-69.
- [7] 姚颐, 刘志远. 震荡市场、机构投资者与市场稳定[J]. 管理世界, 2008(8): 22-32.
- [8] Barth M E, Beaver W H, Landsman W R. Value-relevance of banks' fair value disclosures under SFAS No. 107[J]. The Accounting Review, 1996, 71(4): 513-537
- [9] Chidambaram N, John K. Relationship investing and corporate governance. Tulane University and New York University working paper, 2000.
- [10] Dennis P J, Strickland D. Who blinks in volatile markets, individuals or institutions[J]. The Journal of Finance, 2002, 57 (5): 1923-1949.
- [11] Gompers, Paul A, Andrew M. Institutional investors and equity prices[J]. Quarterly Journal of Economics, 2001, 116 (1): 229-259.
- [12] Grossman, Sanford J, Stiglitz J E. On the Impossibility of informationally efficient markets [J]. American Economic Review, 1980, 70(3): 393-408.
- [13] Hodder, Leslie D, Hopkins P E, Wahlen J M. Risk-relevance of fair-value income measures for commercial banks[J]. Accounting Review, 2006, 81 (2): 337-375.
- [14] Khan, Urooj. Does fair value accounting contribute to systemic risk in the banking industry [EB/OL]. <http://papers.ssrn.com>, 2009-08-31.
- [15] Khurana, Inder K, Kim M S. Relative value relevance of historical cost vs fair value: evidence from bank holding companies[J]. Journal of Accounting & Public Policy, 2003, 22 (1): 19-42.
- [16] Plantin G, Haresh S, Song S H. Marking-to-market: Panacea or Pandora's Box? [J] Journal of Accounting Research, 2008, 46 (2): 435-460.
- [17] Sias R W. Volatility and institutional investor[J]. Financial Analysts Journal, 1996, 52 (2): 13-20.
- [18] Sosin, Kim, Janet R, West J. Unions and gender pay equity in academe: a study of US[J]. Institutions Feminist Economics, 1998, 4(2): 25-45

机构投资者选股能力与 上市公司的信息透明度^①

唐松莲 胡奕明

摘要 机构投资者一直以具有较好的选股能力立足于资本市场。本文利用 2004~2007 年深交所的上市公司为样本,从信息透明度角度检验机构投资者的选股能力。实证研究发现:与预期一样,在信息透明度评级较高的公司,机构持股比例会较高和持股机构数目会较多,短线机构持股比例会较高;在信息透明度评级上升的公司,机构会调高持股比例和增加机构数目,短线机构会调高持股比例,长线机构投资者并不会基于信息透明度评级的变化调节其持股比例;与预期相反,在信息透明度评级较高的公司长线机构持股比例会较高。因此,提高公司持股机构化的同时拓宽机构投资者信息获取通道是当务之急。

关键词 机构投资者,选股能力,短线机构投资者,长线机构投资者

1 引言

检验资本市场有效程度最直接的方法就是证券价格对信息的反映程度,而信息的反应程度取决于投资者解读信息的能力。公司财务的学者习惯于把投资者分为机构投资者和个人投资者。现有的研究发现虽然机构投资者是相对较为成熟的投资者(sophistication Investors),其对信息收集与解读能力较个人投资者具有优势,但他们还是更愿意投资信息披露质量良好的公司,表现出选股能力。如 Smith(1996)发现 CalPERS 利用公开数据进行筛选,选择其投资组合中一些公司进行股东积极主义行为。但后面的研究发现,机构投资者行为会因其投资目的、收集信息的能力和参与公司治理的积极性(Bushee,1999)不同而表现出差异。如 Bushee and Noe(2000)发现短暂型和准指数型机构投资者会增持披露质量高的公司,而专注型机构投资者对信息披露质量水平的高低或改变都不敏感。在国内研究文献中,江向才(2004),崔学刚(2004),方军雄和洪剑峭(2007)等也都发现机构投资者持股与公司信息透明度之间存在正向关系。

反观我国资本市场近十年的发展,经历几轮“牛”、“熊”市的交替,机构投资者在这种交替中迅速发展壮大。而以专业优势和规模优势立足资本市场的机构投资者是不是真

① 本篇论文主要内容已发表在《管理评论》2011 年第 6 期上。

的具有较好的选股能力,是资本市场关注者都十分关切的问题之一。目前国内研究机构投资者选股能力的文献仍存在以下不足:第一大部分研究都是从基金业绩评价的视角来考察基金选股能力,如 Eugene F. Fama(1972)和 Eric J. Weigel(1991)等;第二,很少有学者基于系统分析视角,考察不同类型机构者的选股能力;第三,都仅只从机构持股比例与公司信息披露质量静态关系的视角从考察其选股能力。

本文利用 2004~2007 年深交所的上市公司为样本,从公司信息透明度的视角,静态相结合的考察不同类型的机构投资者的选股能力。我们的研究发现:从静态上来看,在信息透明度评级较高的公司,机构持股比例会较高和持股机构数目会较多,短线机构持股比例会较高,长线机构持股比例会较高;从动态上来看,在信息透明度评级上升的公司,机构会调高持股比例和增加机构数目,短线机构会调高持股比例,长线机构投资者并不会基于信息透明度评级的变化调节其持股比例。本研究有以下贡献:①在研究视角上,有别于现有研究,对机构投资者持股进行了比较详细的分类,还以持股时间将机构投资者分为长线投资者与短线投资者,进而考察此两种机构的持股与公司信息透明度的关系;②研究方法上,有别于其他同类研究,不仅仅局限于静态分析,还对机构持股情况与公司信息透明度之间的关系进行动态考察;③在政策意义上,本文研究发现,短线和长线机构投资者的选股行为,特别是动态选股行为具有差异,此结论在政策上具有重要的参考价值。

2 文献综述与研究假设

支持机构投资者具有较好选股能力的实证研究,主要是基于以下三个方面的原因:首先信息披露质量较好的公司可以减少股票交易对其股价的影响(Healy, Hutton and Palepu, 1999),而以前的研究发现,机构投资者倾向投资交易量较大、股价波动受交易量影响较少公司相一致(Falkenstein, 1996; Gompers and Metrick, 2001),故机构投资者会选择信息披露质量较好的公司投资。其次,公司的信息披露质量会影响机构投资者交易潜在的盈利机会。Kim and Verreccha(1994)认为成熟投资者创造盈利的能力取决于其对公共信息的解读能力,信息披露较好的公司可提高机构投资者产生盈利机会的概率。最后,机构投资者可依靠公开的披露信息作用于公司治理。Smith(1996)发现 CalPERS(加利福尼亚州公共雇员养老基金)利用公开数据进行“SCREENS”,选择其投资组合中的一些公司进行股东积极主义行为。Koh(2003)利用澳大利亚的公司作为样本的研究也发现相同结论。

从国内研究来看,江向才(2004)发现机构投资者更加关注公司治理情况更好和信息透明度更高的公司。崔学刚(2004)分析上市公司治理因素与公司透明度之间的关系,发现前十大股东中有机构投资者的公司,具有较高的公司透明度。方军雄和洪剑峭(2007)

发现不论采用何种衡量方法都发现信息透明度越低,基金越可能做出负面的反应。程书强等(2006)的研究发现机构投资者持股公司的会计盈余质量显著高于其他公司,并且会计盈余的质量随着机构投资者持股比例的增加而增加。高雷等(2006)以我国上市公司1998~2003年的经验数据为样本,发现会计信息披露质量(以审计意见和审计师质量来衡量)对我国基金管理人持股偏好有显著影响。基于此,我们提出假设1:

假设1 机构投资者持股情况与公司信息透明度正相关。也就是说,在信息透明度评级较高或上升的公司,机构持股比例会较高和持股机构数目会较多或会调高持股比例和增加机构数目,反之亦然。

但 Bushee(1999)的研究发现信息披露质量对机构投资者的影响决定于机构投资者的投资目的、收集信息的能力和参与公司治理的积极性。Bushee and Noe(2000)发现短暂型和准指数型机构投资者会增持披露质量高的公司,而专注型机构投资者对信息披露质量水平的高低或改变都不敏感。对于这个结果,可以采用 Porter(1992)和 Dobrzynski(1993)的研究结论给予解释,Porter(1992)认为短暂型机构投资者具有较高周转率和投资分散度,倾向于短期投资,目标主要是为获得套利,对长期的资本溢价和股利分配几乎没有兴趣。Dobrzynski(1993)发现长线型机构投资者具有较高持仓和较低周转率,比较容易取得也愿意去取得其投资组合中公司的私人信息,持股公司的信息披露质量对他们的重要性不但会下降,而且为了防止公司信息披露会泄露其持股信息而带来预期换仓成本的上升,其不关注持股公司的信息披露质量。同时,由于他们并不会进行频繁地换仓操作,公司信息披露带来的较好流动性对其的重要程度不如其他类型机构投资者。因此,长线型机构投资者并不偏好信息披露质量较好的公司,甚至可能会偏好信息披露较差的公司。基于此,我们提出假设2和假设3:

假设2 短线机构投资者持股比例与公司的信息透明度正相关。也就是说,在信息透明度评级较高或上升的公司,短线机构持股比例会较高或会调高持股比例,反之亦然。

假设3 长线机构投资者持股比例与公司的信息透明度不相关。也就是说,公司信息透明度评级的高低或变化对长线机构投资者持股比例没有影响。

3 研究设计

3.1 研究期间和数据来源

选择2004~2007年深交所^①的上市公司为总样本。剔除金融行业、非正常交易状态

^① 上交所对上市公司信息披露的评级是非公开的,而且只进行了2001年一年,因此我们的样本只能局限于深交所的上市公司。

(ST、PT 公司)、财务数据缺失、无机构投资者持股的公司后,得到的样本从 2004 到 2007 年分别为 430、426、418 和 387,合计 1661 个。按照 Winsorize 方法对连续变量最大和最小 1%进行了极值处理。公司治理数据、财务数据和股东结构数据皆来自于 WIND 数据库。

需要说明的是,对机构投资者持股时间的划分采用的是季度数据,即某一机构投资者持股某一上市公司的季度数^{①②}。对 2004 年第 1 季度到 2007 年第 4 季度(共 16 个季度)中每一个机构投资者持股每一家上市公司的数据进行整理,持有研究样本公司股份的机构投资者数量为 715 个^③。把某一个机构持股某一公司计为一个观测点,2004~2007 年间观测点分别为 7 602,9 658,14 602,23 409,共计 55 271 个。

3.2 变量设计

1) 机构投资者持股

借鉴 Gillan and Starks(2000)的方法,使用机构投资者持股占该公司流通股的比例来衡量公司中的机构投资者持股比例(IVPER)。借鉴 Sias(2001)的方法,采用在公司中持股机构投资者数目之和来衡量持股机构数(IVNUM)。

以持股时间长短将机构投资者分为长线机构投资者和短线机构投资者,以此考察不同类型机构的持股比例与公司业绩的关系。持股时间为某一机构投资者持股某上市公司的季度数,将持股时间大于两个季度的机构投资者定义为长线机构投资者,而小于或者等于两个季度的机构投资者则为短线机构投资者。短线机构投资者的持股比例以 *SIV* 表示,长线机构投资者的持股比例以 *LIV* 表示。以两个季度为分类标准主要基于以下理由:①重复博弈的条件。重复博弈意味至少在两次以上,即持股时间在两个季度以上;②描述性统计的结果。从表 4 中,对持股时间(PERIOD)的描述性统计来看,其在 2004~2007 四年中的均值为 1.981,接近于两个季度;③国外主流文献的划分标准。Bushee(2001)根据三大类指标,把机构投资者分为短暂型、准指数型和专注型,其年周转率的区分大约为两个季度。根据本文的研究设计,短线机构投资者持股公司数在 2004~

① 季度数是机构投资者从开始持仓到空仓时间中经历的季度数。其中,即使有机构投资者的减仓或加仓行为,在本文报告的结果中不做考虑。但是在稳健性检验中,我们将机构持股比例换成机构持股时间内的平均持股比例后,实证结果并没有实质性变化。

② 之所以采用季度数据,主要考虑如下因素:①数据的可得性。《证券投资基金法》规定基金必须在每个季度后的 30 天披露其季报,这就使得市场公开可得数据只可到季度;②使用季度数据的优势。因为基金每个季度都要披露季度数据,其可能存在“饰窗”动机。

③ 2004~2007 年是我国机构投资者迅速发展的年份,机构投资者数量呈现了逐年增加趋势。从 2004 年的 287 家增加到 2007 年 601 家,从混合数据看,进入到研究样本的机构投资者数量有 715 个。

2007 年间分别是 409,403,364 和 219, 共计 1 375 家。长线机构投资者持股公司数在 2004~2007 年间分别是 176,150,175 和 212, 共计 713 家。

2) 信息透明度

巴塞尔银行监管委员会(Basel Committee on Banking Supervision)在 1998 年将信息透明度定义为“公开披露可靠及时的信息,有助于信息使用者准确评价银行的财务状况和业绩、经营活动、风险分布以及风险管理状况”,并认为透明信息的特征包括:全面性、相关性和及时性、可靠性、可比性以及重要性^①。魏明海和刘峰等(2001)在国内首次提出了会计透明度概念。

在本文中,公司信息透明度的衡量采用了深交所的信息披露考评结果^②。目前国内已有的大多数研究公司信息披露和透明度的文献都使用了这一指标,比如曾颖和陆正飞(2006),张程睿和王华(2007),方军雄(2007),胡奕明和唐松莲(2008),叶建飞和李丹蒙等(2009)。评级结果分为优秀、良好、及格与不及格。如表 1 所示,把优秀、良好、及格与不及格的分别定义为 4,3,2 和 1。评级越高说明上市公司的信息透明度水平越高。

3) 控制变量

以前的研究发现股票交易量指标、公司规模指标、公司风险指标和公司成长性指标可能会影响机构投资者持股情况,这些指标包括的变量如下:①股票交易量指标,通常包括变量股票交易量(TVOL)和流通股股数(CIR),它们可以控制。Falkenstein(1996),Eames(1998),Gompers and Metrick(2001)认为机构投资者会不会偏好流动性较好的股票持股,即流动较好的股票,机构持股比例会较高;②公司规模指标,Sias(1996)认为对公司市场价值取对数(MV)可以控制公司规模差异对机构投资者持股的影响。同时 Eames(1998)也证实机构投资者偏向持股规模较大的公司;③公司风险指标,Badrinath, Gay and Kale(1989)认为机构投资者的信息解读能力较强,可以接受较高的公司风险,故可以保持较高的持股比例。一般来说,采用公司杠杆率(LEV)和公司市场风险(*Beta*)变量来衡量这类指标;④公司的成长性指标,Bushee(2001)和 Gompers and Metrick(2001)都发现成长性较好的公司会带来较高比例的机构持股。而如市盈率(*EP*)、账面市值比率(*BP*)和收入增长率(*SGR*)变量都可以衡量公司的成长性。变量的具体含义及其预期符号见表 1。

① 《Basel Committee Publications No. 41: Enhancing Bank Transparency》,1998 年 9 月,来源于巴塞尔银行监管委员会网站(<http://www.bis.org>)。

② 自 2001 年开始,深交所根据《上市公司信息披露工作考核办法》对上市公司信息披露从及时性、准确性、完整性和合法性四个方面进行了考核,并以此为基础进行评级。

表 1 各个变量的定义及预期符号

	变 量 含 义	预期符号
因变量		
IVPER(机构持股比例)	机构投资者持股占该公司流通股的比例之和	
IVNUM(持股机构数目)	公司中持股机构投资者数目之和	
SIV(短线机构投资者)	短线机构投资者的持股比例之和	
LIV(长线机构投资者)	长线机构投资者的持股比例之和	
观察变量		
RATE(信息透明度评级)	评级结果:优秀、良好、及格与不及格。分别定义为 4,3,2,1	+
$\Delta RATE_t^+$ (评级上升)	哑变量,如 $\Delta RATE_t$ 大于 0,定义为 1,否则为 0	+
$\Delta RATE_t^-$ (评级下降)	哑变量,如 $\Delta RATE_t$ 小于 0,定义为 1,否则为 0	-
$RATE_{t-1}$ (上一年度评级)	评级结果:优秀、良好、及格与不及格。分别定义为 4,3,2,1	+
控制变量:		
TVOL(股票交易量)	该年内月交易量平均值与流通股之比	+
CIR(流通股股数)	流通股股数的对数	+
MV(公司规模)	公司市场价值对数	+
LEV(杠杆率)	负债总额/资产总额	+
Beta(公司市场风险)	一年之内的日回报率,本文直接取自 CCER 数据库	+
EP(市盈率)	非正常项目前收益/市场价值	+
BP(账面市值比)	账面价值/市场价值	+
SGR(收入增长率)	(本年营业收入-上年营业收入)/上年营业收入	+

3.3 研究模型

1) 静态研究模型

为检验机构投资者选股与公司信息透明度间的关系,在控制其他可能会影响机构投资者选股变量的情况下,采用以下的回归模型:

$$\begin{aligned}
 INST_t = & \alpha_t + \beta_1 RATE_t + \beta_2 TVOL_t + \beta_3 CIR_t + \beta_4 MV_t + \beta_5 LEV_t + \cdots + \\
 & \beta_6 Beta_t + \beta_7 EP_t + \beta_8 BP_t + \beta_9 SGR_t + \sum_{i=2004}^{2007} YEAR_{i,t} + \varepsilon_t
 \end{aligned} \quad (1)$$

回归模型(1)中, $INST_t$ 为机构投资者持股比例,可分别为 IVPER, IVNUM, SIV

和 LIV 。

2) 动态研究模型

为进一步检验机构投资者选股与公司透明度间的关系,还可采用动态回归模型检验信息透明度在年度间的变化对机构投资者持股的影响。在基本沿用研究模型(1)中各个变量变化量(采用的是本年数与上年数之差)的基础上,微做调整,得到研究模型(2):

$$\begin{aligned} \Delta INST_t = & \alpha_t + \beta_1 \Delta RATE_t^+ + \beta_2 \Delta RATE_t^- + \beta_3 RATE_{t-1} + \beta_4 INST_{t-1} + \\ & \beta_5 TVOL_t + \beta_6 \Delta CIR_t + \beta_7 \Delta MV_t + \cdots + \beta_8 \Delta LEV_t + \beta_9 \Delta EP_{10} + \\ & \beta_{10} \Delta BP_t + \beta_{11} \Delta SGR_t + \beta_{12} Beta_{t-1} + \sum_{i=2005}^{2007} YEAR_{i,t} + \epsilon_t \end{aligned} \quad (2)$$

其中的调整部分主要表现在三方面:第一,为分别检验信息透明度在年度间评级上升或下降对机构投资者持股的影响,使用 $\Delta RATE_t^+$ 、 $\Delta RATE_t^-$ 代替回归模型中本应对应的 $\Delta RATE_t$ ($\Delta RATE_t = RATE_t - RATE_{t-1}$);第二,为观测机构投资者选股会不会受公司上一年度信息透明度评级所影响,故在研究模型(2)中加入 $RATE_{t-1}$;最后,为控制上一年机构投资者持股比例对本期持股变化的作用,在研究模型(2)加入了对应的上一年度某类机构投资者持股比例,即 $INST_{t-1}$ 。

在回归模型(2)中,采用 $\Delta IVPER_t$ 、 $\Delta IVNUM_t$ 、 ΔSIV_t 和 ΔLIV_t 分别衡量机构投资者持股比例、持股机构的数目、短线机构投资者持股比例和长线机构投资者持股比例的变化。变化指变量间的年度变化,如 $\Delta IVPER_t = IVPER_t - IVPER_{t-1}$,其他变量相同。 $\Delta INST$ 包括 $\Delta IVPER$ 、 $\Delta IVNUM$ 、 ΔSIV 和 ΔLIV 。 $INST_{t-1}$ 表示与 $\Delta INST_t$ 对应的 $IVPER_{t-1}$ 、 $IVNUM_{t-1}$ 、 SIV_{t-1} 和 LIV_{t-1} 。 $\Delta RATE_t$ 表示相邻的两个年度公司信息透明度评级的变化。控制变量的变化也都是其在年度间的变化,如 $\Delta CIR_t = CIR_t - CIR_{t-1}$ 。需要说明的是,由于其中变量变化计算涉及前后两个年度数值差,这会带来样本量的减少,在以 $\Delta IVPER$ 、 $\Delta IVNUM$ 为因变量的回归中,变量差值后得到的样本数为 1 175 个。在以 ΔSIV 为因变量的回归中,变量差值后得到的样本数为 949 个。在以 ΔLIV 为因变量的回归中,变量差值后得到的样本数为 388 个。

3.4 实证研究结果

1) 描述性统计

表 2 的左半部分所示的是研究模型(1)中所有变量描述性统计结果。 $IVPER$ 均值为 11.57%,对于流通股比例较高的上市公司, $IVPER$ 最高可以达到 80.14%。平均来看,每家样本公司的股东中,机构投资者可达到 10~11 家。对比于叶建芳和李丹蒙等(2009)研究中对我国机构投资者持股在 2004~2006 年的描述性统计,在我们研究期间 2004~2007 年中,机构投资者持股相关的各个指标的数值都在提升,这正好与我国机构投资者在 2007 年的快速发展相吻合。对于 SIV 和 LIV ,无论是从均值、最大值还是最小

值, LIV 都大于 SIV , 这说明相比于 SIV , LIV 偏向于高比例持股。从 $RATE$ 的均值达到了 2.69, 说明在 2004~2007 年中, 样本公司的信息透明度渐趋良好。

表 2 的右半部分所示的是研究模型(2)中所有变量描述性统计结果。 $\Delta IVPER$ 和 $\Delta IVNUM$ 均值显著大于 0, 而且均值达到 4.11% 和 2.92, 说明机构持股在年度间变化幅度不小, 而且呈增长趋势。同时, 结果显示 ΔLIV 在年度间的变化小于 ΔSIV , 说明短线机构投资者更可能出现频繁换仓。 $\Delta RATE$ 的均值 -0.07, 接近于 0, 但其最大值和最小值分别为 2 和 -2, 也就是说信息透明度年度间变化最好的上升了两个等级(可能从及格到优秀或不及格到良好), 最差的下降了两个等级(可能从优秀到及格或良好到不及格)。控制变量在年度之间都存在变化, $\Delta TVOL$, ΔCIR , ΔMV 和 ΔLEV 在逐年增加, 而 ΔEP , ΔBP 和 ΔSGR 在变小。

表 2 回归模型中所有变量的描述性统计

变量名	N	均值	方差	最大值	最小值	变量名	N	均值	方差	最大值	最小值
$IVPER$	1664	11.57	290.44	80.14	0.00	$\Delta IVPER$	1175	4.11	161.91	63.19	-41.32
$IVNUM$	1664	10.44	366.17	221	1.00	$\Delta IVNUM$	1175	2.92	415.16	220	-124
SIV	1395	4.26	68.25	57.94	0.00	$PERIOD$	55271	1.98	4.71	1.00	16.00
LIV	713	8.84	95.82	53.42	0.00	ΔSIV	949	1.58	50.66	44.16	-26.50
$RATE$	1664	2.69	0.47	4.00	1.00	ΔLIV	388	0.47	103.49	42.23	-32.32
$TVOL$	1664	0.49	0.11	1.78	0.003	$\Delta RATE$	1172	-0.07	0.50	2.00	-2.00
CIR	1664	8.77	0.40	11.23	7.24	$\Delta TVOL$	1172	0.22	0.07	1.23	-0.45
MV	1664	9.30	0.22	11.32	8.23	ΔCIR	1172	0.45	0.06	1.39	-0.32
LEV	1664	0.60	1.99	7.98	0.00	ΔMV	1172	0.16	0.09	1.82	-1.06
EP	1664	0.01	0.03	0.30	-2.15	ΔLEV	1172	0.03	0.06	3.76	-2.25
BP	1664	1.24	0.86	7.25	0.04	ΔEP	1172	-0.01	0.03	1.74	-1.95
SGR	1664	0.83	86.23	34.56	-8.23	ΔBP	1172	-0.25	0.69	-2.98	5.07
$Beta$	1664	0.43	69.08	2.14	0.93	ΔSGR	1172	-0.01	230.99	3.16	-3.99

2) 相关性分析

表 3 列示了机构投资者持股情况与变量间的 $Pearson$ 相关性检验结果^①。表 3 的上

① 在本文中, 衡量机构投资者持股情况的指标有 $IVPER$, $IVNUM$, SIV 和 LIV , 由于论文篇幅所限, 正文中只列示了 $IVPER$ 和 $IVNUM$ 与各个变量间相关性 $Pearson$ 检验的结果。有兴趣的读者, 可以向作者索取 SIV 和 LIV 与各个变量间相关性 $Pearson$ 检验的结果。

半部分是 *IVNUM* 与 *RATE* 及控制变量的相关性检验结果,表 3 的下半部分是 *IVPER* 与 *RATE* 及控制变量间的相关系数。首先,*IVPER* 与 *IVNUM* 显著正相关,而且相关系数达到 0.65,说明这两个指标可以从不同角度来衡量机构投资者的持股情况,同时也反映出机构投资者持股数目较多的时候,其会带来机构投资者比较高的持股比例。其次,从 *IVPER*,*IVNUM* 与 *RATE* 表现出显著的正相关,说明信息透明度好的公司确实会引起机构投资者对其的“青睐”,初步验证了假设 1。其次,*IVPER* 与 *MV* 和 *EP* 表现出与预期一致的显著正相关,但与 *LEV* 和 *BP* 却表现出显著负相关。最后,从控制变量间的相关性来看,相关系数最大的是 *EP* 和 *LEV* 间,为 -0.47,说明市场对杠杆率较高的公司,给予了风险折价,市盈率较低。

表 3 机构投资者持股与变量间的 *Pearson* 相关性分析

	<i>IVNUM</i>	<i>RATE</i>	<i>TVOL</i>	<i>CIR</i>	<i>MV</i>	<i>LEV</i>	<i>Beta</i>	<i>EP</i>	<i>BP</i>	<i>SGR</i>
<i>IVPER</i>	0.65** (0.00)	0.21** (0.00)	-0.01 (0.64)	0.02 (0.32)	0.52** (0.00)	-0.05 (0.06)	0.02 (0.43)	0.10** (0.00)	-0.19** (0.00)	-0.01 (0.67)
<i>RATE</i>	0.29** (0.00)		-0.12** (0.00)	0.01 (0.55)	0.26** (0.00)	-0.18** (0.00)	0.01 (0.56)	0.32** (0.00)	0.01 (0.85)	-0.03 (0.35)
<i>TVOL</i>	0.03 (0.28)	-0.12** (0.00)		-0.06* (0.03)	0.28** (0.00)	0.01 (0.51)	0.02 (0.33)	-0.01 (0.63)	-0.45** (0.00)	-0.01 (0.78)
<i>CIR</i>	0.02 (0.52)	0.02 (0.55)	-0.06* (0.02)		0.01 (0.74)	-0.03 (0.29)	-0.03 (0.37)	0.04 (0.26)	0.04 (0.12)	-0.01 (0.67)
<i>MV</i>	0.62** (0.00)	0.26** (0.00)	0.28** (0.00)	0.01 (0.74)		-0.18** (0.00)	-0.02 (0.34)	0.26** (0.00)	-0.41** (0.00)	0.02 (0.57)
<i>LEV</i>	-0.07** (0.01)	-0.18** (0.00)	0.01 (0.51)	-0.03 (0.29)	-0.18** (0.00)		-0.03 (0.20)	-0.47** (0.00)	0.17** (0.00)	0.02 (0.39)
<i>Beta</i>	0.03 (0.35)	0.02 (0.56)	0.03 (0.31)	-0.03 (0.37)	-0.03 (0.34)	-0.04 (0.20)		-0.02 (-0.13)	0.05 (0.07)	0.01 (0.98)
<i>EP</i>	0.17** (0.00)	0.32** (0.00)	-0.01 (0.63)	0.03 (0.22)	0.26** (0.00)	-0.47** (0.00)	0.55 (0.05)		-0.12** (0.00)	0.01 (0.80)
<i>BP</i>	-0.31** (0.00)	0.01 (0.84)	-0.45** (0.00)	0.05 (0.12)	-0.41** (0.00)	0.17** (0.00)	0.07 (0.00)	0.22 (0.01)		-0.02 (0.49)
<i>SGR</i>	-0.01 (0.78)	-0.03 (0.35)	-0.01 (0.78)	-0.01 (0.67)	0.02 (0.57)	0.035 (0.39)	0.01 (0.98)	0.01 (0.80)	-0.02 (0.50)	

注:①*,**分别表示 5%和 1%水平下显著;

②双尾 *t* 检验,上方为变量间的相关系数,下方表示 *p* 值。

3) 信息透明度与机构投资者持股的静态回归

采用研究模型(1)对信息透明度与机构投资者持股间进行静态回归,从表 4 列示的回归(1)到(6)的 *F* 值和 *Ad-R*² 来看,模型是有效的。回归(1)和(4)是分别以 *IVPER* 和 *IVNUM* 为因变量研究模型(1)进行回归。与预期相一致,信息透明度高的公司,机构持

股比例高或持股机构数目较多,这与 Koh(2003)和江向才(2004)的研究结论相吻合。说明我国机构投资者整体表具有较强的信息解读能力,规模经济和范围经济带来机构投资者的信息优势已经体现。为了进一步说明机构投资者的选股能力,采用前一年和前二年的信息透明度评级结果($RATE_{-1}$, $RATE_{-2}$)分别对当年信息透明度评级($RATE$)替代后进行回归,即表 4 中的回归(2), (3), (5)和(6),与机构持股情况之间的显著正相关关系没有改变,但相关程度随评级结果年度越早而减弱。

在控制变量中, $TVOL$, BP 和 EP 都表现出与预期方向相反的显著性,这说明在目前我国资本市场的转轨时期,机构投资者选股行为与成熟国家有一定的差异。机构投资者可能会选择账面价值比低和市盈率较低的股票持股。同时机构投资者对偏好周转率较低的股票,说明目前我国机构投资者整体的持股比例并不是太高,相比于发达国家的资本市场上,其流动性的压力较小。

表 4 公司信息透明度与机构持股比例和持股机构数目间的静态回归结果

	预期 符号	$IVPER$ 回归(1)	$IVPER$ 回归(2)	$IVPER$ 回归(3)	$IVNUM$ 回归(4)	$IVNUM$ 回归(5)	$IVNUM$ 回归(6)
常数项		-8.96*** (-21.11)	-10.11*** (-20.89)	-19.03*** (-21.04)	-11.75*** (-24.59)	-18.76*** (-24.46)	-15.65*** (-20.83)
$RATE$	+	0.50*** (6.02)			0.61*** (4.91)		
$RATE_{-1}$	+		2.99*** (5.98)			3.01*** (4.63)	
$RATE_{-2}$	+			2.28*** (4.65)			1.95*** (3.36)
$TVOL$	+	-1.62*** (-8.21)	-10.00*** (-8.63)	-14.06*** (-8.61)	-1.98*** (-6.70)	-13.96*** (-7.04)	-14.26*** (-7.15)
CIR	+	1.56*** (8.81)	13.51*** (8.66)	13.44*** (8.57)	1.79*** (13.84)	24.63*** (13.73)	24.59*** (13.62)
MV	+	1.59*** (5.49)	8.91*** (5.60)	9.36*** (5.77)	1.84*** (4.25)	7.74*** (4.20)	8.30*** (4.50)
LEV	+	0.22 (1.35)	0.32 (1.45)	0.37 (1.64)	1.21* (1.92)	2.47** (2.04)	2.47** (2.03)
$Beta$	+	0.04* (1.85)	0.05 (1.47)	0.06 (1.52)	0.04 (1.36)	0.04 (0.92)	0.05 (1.08)
EP	+	-2.02** (-2.67)	-4.45** (-2.24)	-3.40* (-1.72)	-2.53*** (-3.76)	-8.49*** (-3.41)	-7.41** (-2.98)

(续表)

	预期 符号	IVPER 回归(1)	IVPER 回归(2)	IVPER 回归(3)	IVNUM 回归(4)	IVNUM 回归(5)	IVNUM 回归(6)
BP	+	-0.40*** (-7.69)	-3.12*** (-7.80)	-3.07*** (-7.64)	-0.50*** (-5.65)	-2.85*** (-5.70)	-2.80*** (-5.57)
SGR	+	-0.01 (-1.00)	-0.04 (-1.22)	-0.03 (-1.21)	-0.13 (-0.24)	-0.03 (-1.16)	-0.02 (-0.08)
行业		控制	控制	控制	控制	控制	控制
年度	-	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N		1661	1649	1649	1661	1649	1649
校正 R ²		0.462	0.462	0.454	0.519	0.521	0.516
F		118.12***	117.61***	115.46***	123.09***	123.01***	120.60***

注:①*,**,***分别表示10%,5%和1%水平下显著;

②双尾t检验,上为变量回归系数,下面为t值。

从F值和Ad-R²来看,表5列示的回归(1)到(6)是有效的。回归(1)和(4)是分别以SIV和LIV为因变量对研究模型(1)进行回归。结果显示短线和长线机构投资者的持股比例都与信息透明度显著正相关。为了进一步探究短线和长线机构投资者的选股能力,同样也采用RATE₋₁,RATE₋₂对RATE替代后进行回归,即表5中的回归(2),(3),(5)和(6),发现他们之间显著正相关关系没有改变,但相关程度同样随评级结果年度越早而减弱。在这些回归中,与预期相反地发现长线机构投资者也偏好信息透明度较高的公司持股,说明我国机构投资者对公司信息透明度做出的反映趋于“雷同”,这和潘琰和辛清泉(2004)发现一致,即虽然机构投资者在获取和处理信息方面具有规模经济优势和人才优势,但公司公开的信息披露对于机构投资者还是很重要。机构投资者也只是会计信息的真正外部使用者。在本文中对长线机构投资者与公司信息透明度之间的关系我们在下面的动态回归中会进一步检验。

表5 公司信息透明度与短线和长线机构投资者的静态回归

	预期 符号	SIV 回归(1)	SIV 回归(2)	SIV 回归(3)	LIV 回归(4)	LIV 回归(5)	LIV 回归(6)
常数项		-5.12*** (-16.06)	-75.77*** (-14.81)	-76.33*** (-14.88)	-9.64*** (-7.53)	-23.66*** (-13.78)	-6.85*** (-7.27)
RATE	+	0.29*** (5.35)			0.52*** (4.51)		
RATE _{t-1}			1.11*** (3.80)			1.93*** (3.68)	

(续表)

	预期 符号	SIV 回归(1)	SIV 回归(2)	SIV 回归(3)	LIV 回归(4)	LIV 回归(5)	LIV 回归(6)
$RATE_{t-2}$				0.67** (2.38)			1.89*** (3.56)
$TVOL$	+	-0.95*** (-5.71)	-5.59*** (-5.77)	-5.64*** (-5.80)	-1.63*** (-5.01)	-8.70*** (-5.35)	-8.62*** (-5.30)
CIR	+	0.40*** (6.61)	8.76*** (17.41)	5.66*** (13.34)	0.69 (0.80)	1.02 (0.64)	-0.77 (0.48)
MV	+	0.93*** (3.51)	8.76*** (17.41)	8.94*** (17.76)	1.59*** (4.40)	7.00*** (4.40)	7.13*** (4.48)
LEV	+	0.85*** (4.35)	3.58*** (4.09)	3.60*** (4.10)	1.89*** (4.32)	8.82*** (4.64)	9.43*** (4.88)
$Beta$	+	0.03 (-0.83)	-0.02 (-0.50)	-0.03 (-0.47)	0.06 (-0.92)	-0.07 (-1.21)	-0.07 (-1.16)
EP	+	-1.27 (-0.83)	-0.11 (-0.08)	0.36 (0.28)	-3.85 (-0.74)	-1.40 (-0.36)	0.13 (0.03)
BP	+	-0.23*** (-6.84)	-1.30*** (-5.65)	-1.27*** (-5.53)	-0.49*** (-7.74)	-4.04*** (-8.03)	-4.06*** (-8.05)
SGR	+	-0.00 (-1.14)	-0.02 (-1.26)	-0.03 (-1.26)	-0.01 (-0.86)	-0.02 (-1.11)	-0.03 (-1.14)
行业		控制	控制	控制	控制	控制	控制
年度		控制	控制	控制	控制	控制	控制
N		1395	1386	1386	712	712	712
校正 R^2		0.398	0.372	0.369	0.279	0.281	0.286
F		77.65***	75.87***	74.50***	23.98***	23.93***	26.01***

注:①*,**,***分别表示10%,5%和1%水平下显著;

②双尾 t 检验,上为变量回归系数,下面为 t 值。

4) 信息透明度与机构投资者持股情况的动态回归

采用研究模型(2)对信息透明度评级年度变化与机构投资者持股变化进行动态回归,从表6列示的回归(1)到(4)的 F 值和 $Ad-R^2$ 来看,模型是有效的。回归(1)以 $\Delta IVPER$ 为因变量的回归。从回归结果看, $\Delta RATE_t^+$, $\Delta RATE_t^-$ 都表现出显著负相关,说明机构投资者持股对公司信息透明度评级变化非常敏感的,信息透明度评级在年度间的上升或下降会带来机构投资者增持或减持该公司本年度的股份。同时, $RATE_{t-1}$ 的显著正相关,反映出机构投资者会增加持股上一年度信息透明度评级较高的公司。这一结果反映机构投资者基于公司信息透明度评级的选股具有持续性,不仅仅只关注本年度的信息透明度。上市公司的信息披露建设是一个长期和系统的工程,机构投资者选股时会

综合考虑前后期信息透明度的评级情况。 $IVPER_{t-1}$ 显著负相关说明上一年机构持股比例越高的公司,本期机构投资者基于信息透明度评级的变化而主动换仓的可能性会减少,这可能是因为机构投资者在某一公司持股达到一定比例后,在“用手投票”与“用脚投票”的抉择中,基于成本与收益的考虑,机构投资者选择后者的可能性更大(唐松莲, 2009)。

表6的回归(2)是以 $\Delta IVNUM$ 为因变量的回归。 $\Delta RATE_t^+$, $RATE_{t-1}$ 和 $IVNUM_{t-1}$ 表现出显著性与回归(1)相同,但 $\Delta RATE_t^-$ 却并没有表现出显著负相关。综合回归(1)和回归(2)中结果来看,说明公司本年度的信息透明度评级下降时,机构持股比例是下降的,但是带来机构持股比例下降并不表示这些机构投资者彻底的离场,其大部分都只是选择了适当地减仓^①。本文的假设1得到验证。

在表6的回归(3)是以 ΔSIV 为因变量的回归。 $\Delta RATE_t^+$, $RATE_{t-1}$, $\Delta RATE_t^-$ 和 SIV_{t-1} 表现出显著性也都与回归(1)相同,说明短线机构投资者面对持股公司信息透明度评级的变化会积极地进行交易,这与我们的研究假设2是相符的。

在表6的回归(4)是以 ΔLIV 为因变量的回归。回归中变量表现出的显著性与回归(3)有较大差异。 $\Delta RATE_t^+$ 、 $\Delta RATE_t^-$ 不显著相关说明公司信息透明度评级在年度间变化并不会带来长线机构投资者持股比例的改变。也就说,虽然在表5的回归结果中发现短线和长线机构投资者都会选择信息透明度较高公司的持股,但长线机构投资者持股后的决策就异于短线机构投资者,并不会基于信息透明度评级在年度之间的变化,做出积极的减仓决策。 $RATE_{t-1}$ 表现出显著正相关,说明长线机构投资者会增持上一年度信息透明度评级较高的公司。

综合 $RATE_{-1}$, $RATE_{-2}$ 和 $RATE$ 在表5回归(4), (5)和(6)中的显著性, $\Delta RATE_t^+$, $\Delta RATE_t^-$ 和 $RATE_{t-1}$ 在表6回归(4)中表现出的显著性,说明和短线机构投资者一样,长线机构投资者在持股时会选择信息透明度评级较高的公司持股,甚至会关注其持股公司前一个或两个年度的信息透明度。但与短线机构投资者不同的是,长线机构投资者持股后的换仓决策明显慢于短线机构投资者。假设3部分得到验证。

这样的结果可能正是我国目前机构投资者发展进程的恰当反映。由于机构投资者发展的时间不长,机构投资者结构中绝大部分都是基金,短线和长线机构投资者的投资风格刚成“雏形”,并不稳定,长线机构投资者获取非公开信息或者私人信息的渠道和动力并不绝对优于短线机构投资者,公开披露的信息也仍是长线机构投资者获得信息的主要通道。故长线机构投资者会持股信息透明度较高的公司。但由于长线机构投资者的

① 造成这种现象的原因很多,我们认为一是机构投资者做出的投资决策比较谨慎,减持而不离场不失为一个折中的选择;二是我国机构投资者持股某家公司的最大比例受到相关法规的限制,这就使得机构投资者的投资组合中必须保持适当的股票数目。

长期持股,他们可能会存在与公司管理层直接交流和沟通的信息渠道,对公司公开披露信息的依存度小,故公司信息透明度评级变化对其持股比例变化影响较少。

表 6 信息透明度与机构投资者持股间动态回归结果

	预期 符号	$\Delta IVPER$ 回归(1)	$\Delta IVNUM$ 回归(2)	ΔSIV 回归(3)	ΔLIV 回归(4)
常数项		2.08 (0.45)	3.01*** (4.11)	-1.36** (-2.62)	4.69 (0.89)
$\Delta RATE_t^+$	+	0.93** (2.68)	1.30*** (3.40)	0.60*** (4.42)	2.03 (1.53)
$\Delta RATE_t^-$	-	-0.83** (-2.11)	-1.18 (-1.01)	-0.54** (-2.41)	-2.02 (-1.09)
$RATE_{t-1}$	+	0.60*** (5.82)	0.82*** (7.83)	0.40*** (5.63)	1.42*** (3.00)
$IVPER_{t-1}$	-	-0.02*** (-9.47)			
$IVNUM_{t-1}$	-		-0.04*** (-14.42)		
SIV_{t-1}	-			-0.03*** (-8.51)	
LIV_{t-1}	-				-0.04*** (-6.76)
$TVOL_{t-1}$	-	-1.56*** (-7.54)	-2.18*** (-10.32)	-1.09*** (-3.53)	-3.84*** (-4.94)
ΔCIR_t	-	1.37 (1.30)	-1.92 (-1.26)	0.01*** (5.43)	0.01 (1.33)
ΔMV_t	-	1.79*** (5.35)	-2.54*** (-4.67)	1.19** (2.63)	3.56** (2.24)
ΔLEV_t	-	-1.44 (-1.01)	-2.02 (-0.60)	1.58 (0.76)	8.15 (0.40)
ΔEP_t	-	-2.01** (-2.60)	2.83 (0.01)	-1.47 (-1.12)	-13.58** (-2.14)
ΔBP_t	-	-0.58*** (-6.12)	-0.82** (-2.70)	-0.38*** (-3.43)	-1.47*** (-4.47)
ΔSGR_t	-	-0.01 (-1.64)	-0.01 (-0.48)	-0.01* (-1.75)	-0.01 (-0.37)

(续表)

	预期 符号	$\Delta IVPER$ 回归(1)	$\Delta IVNUM$ 回归(2)	ΔSIV 回归(3)	ΔLIV 回归(4)
$Beta_{t-1}$	—	-0.05** (-2.22)	-0.07 (-0.48)	0.05 (0.55)	-0.15 (-0.30)
行业		控制	控制	控制	控制
年度		控制	控制	控制	控制
N		1 176	1 176	949	388
校正 R^2		0.235	0.405	0.176	0.300
F		26.67***	58.13***	15.48***	12.88***

注：① *，**，***分别表示 10%，5%和 1%水平下显著；

② 双尾 t 检验，上为变量回归系数，下方为 t 值。

综合如下：①在信息透明度评级较高或上升的公司，机构持股比例会较高和持股机构数目会较多或会调高持股比例和增加机构数目；②在信息透明度评级较高或上升的公司，短线机构持股比例会较高或会调高持股比例；③在信息透明度评级较高的公司，长线机构持股比例会较高，但长线机构投资者并不会基于信息透明度评级的变化调节其持股比例。故本文的假设 1 和 2 得到验证，而假设 3 只是部分得到验证。

3.5 稳健性检验

为了保证实证结果的可靠性，本文进行了如下的稳健性检验。①为实证检验结果在年度之间稳定性，采用同样的标准选择 2004～2006 年为研究期间得到 3 363 个研究样本。②分别采用第一大机构投资者持股比例(TOP)和持股在 5%以上的机构投资者持股比例之和 $BLOCK$ 指标替代文中的机构持股比例($IVPER$)；③对信息透明度评级，将其设置为 1,0 哑变量，其中“优秀”与“良好”设为 1，及格与不及格设置为 0，对文中列示实证过程的进行再检验；④对控制变量，如对董事会的独立性(IND)，采用独立董事占内部董事的比例进行替代；国有股权比例($STATE$)，我们按照第一大股东的性质进行替代，设置哑变量，第一大股东是国有性质为 1，否则为 0。得到的结果不变。

5 结论与政策建议

利用 2004～2007 年深交所的上市公司为样本，从公司信息透明度的视角，静态相结合的考察不同类型的机构投资者的选股能力。研究发现：①在信息透明度评级较高的公司，机构持股比例会较高和持股机构数目会较多，短线机构持股比例会较高；②在信息透明度评级上升的公司，机构会调高持股比例和增加机构数目，短线机构会调高持股比

例,长线机构投资者并不会基于信息透明度评级的变化调节其持股比例;③与预期相反,在信息透明度评级较高的公司长线机构持股比例会较高。

研究的结果说明,其一机构投资者在资本市场中的选股行为已经浮现,其会选择信息透明度评级较高的公司持股;其二短线和长线机构投资者对信息解读能力的差异性并未完全体现,他们都仍仅仅只是会计信息的外部使用者。基于研究结果,我们认为,提高上市公司持股的机构化的同时拓宽机构投资者信息获取通道,通过机构投资者选股行为促进公司信息披露制度的建设可以作为资本市场下一步发展的导向。

参考文献

- [1] 程书强. 机构投资者持股与上市公司会计盈余信息关系实证研究[J]. 管理世界, 2006(9): 129-136.
- [2] 崔学刚. 公司治理机制对公司透明度的影响——来自中国上市公司的经验证据[J]. 会计研究, 2004(8): 72-80.
- [3] 方军雄, 洪剑峭. 信息披露透明度及其经济后果性的实证研究[C]. 上海: 公司治理青年学者论坛, 2005.
- [4] 高雷, 宋顺林. 公司治理与公司透明度[J]. 金融研究, 2007(11A): 28-44.
- [5] 胡奕明, 林文雄, 谢诗蕾. 大贷款人角色: 我国银行具有监督作用吗? [J]. 经济研究, 2008(10): 52-64.
- [6] 胡奕明, 唐松莲. 独立董事与公司盈余信息质量[J]. 管理世界, 2008(9): 149-160.
- [7] 江向才. 公司治理与机构投资人持股之研究[J]. 南开管理评论, 2004(1): 33-40.
- [8] 潘琰, 辛清泉. 解读企业信息需求——基于机构投资者的信息需求探索[J]. 会计研究, 2004(12): 14-22.
- [9] 唐松莲. 机构投资者选股能力及其持股行为的经济效果研究[D]. 上海: 上海交通大学, 2009.
- [10] 魏明海, 刘峰, 等. 论会计透明度[J]. 会计研究, 2001(9): 16-20.
- [11] 叶建芳, 李丹蒙, 丁琼. 真实环境下机构投资者持股与公司透明度研究[J]. 财经研究, 2009, 35(1): 49-60.
- [12] 曾颖, 陆正飞. 信息披露质量与股权融资成本[J]. 经济研究, 2006(2): 69-79.
- [13] 张程睿, 王华. 公司信息透明度: 经验研究与未来展望[J]. 会计研究, 2006(12): 54-60.
- [14] Badrinath, Gay, and Kale. Momentum trading by institutions[R], UCLA School of Law, Law-Econ Research Paper No. 05-20, 2001.
- [15] Bartov E, Radhakrishnan S and Krinsky I. Investor sophistication and patterns in stock returns after earnings announcements[J]. The Accounting Review, 2000, 75(1): 43-63.
- [16] Bushee B. The influence of institutional investors on myopic R&D investment behavior[J]. The Accounting Review, 1998, 73: 305-333.

- [17] Bushee, B. Do institutional investors prefer near-term earnings over long-run value? [J]. Contemporary Accounting Research, 2001, 18(2): 207-246.
- [18] Bushee B J, and Noe C F. Corporate disclosure practices, institutional investors and stock return volatility[J]. Journal of Accounting Research, 2000 (38): 171-202.
- [19] Falkenstein E G. Preferences for stock characteristics as revealed by mutual fund portfolio holdings[J]. Journal of Finance, 1996, 51: 111-135.
- [20] Gillan S L and Starks L T. Corporate governance proposals and shareholder activism: the role of institutional investors[J]. Journal of Financial Economics, 2000, 57: 275-305.
- [21] Gompers P A and Metrick A. Institutional investors and equity prices[J]. Quarterly Journal of Economics, 2001, 116(1): 229-256.
- [22] Hand J R. A test of the extended functional fixation hypothesis[J]. The Accounting Review, 1990, 65(4): 740-763.
- [23] Healy P, Hutton A, Palepu K. Stock performance and intermediation changes surrounding sustained increases in disclosure[J]. Contemporary Accounting Research, 1999, 16(3): 485-520.
- [24] Koh P S. On the association between institutional ownership and aggressive corporate earnings management in Australia[J]. The British Accounting Review, 2003, 35: 105-128.
- [25] Portor G. Accounting Earnings Announcements, Institutional Investor Concentration and Common Stock Return[J]. Journal of Accounting Research, 1992, 30(spring): 146-155.
- [26] Sias R W, Starks L T, Titman S. The price impact of institutional trading[R]. Washington State University and University of Texas at Austin, 2001.
- [27] Smith M P. Shareholder activism by institutional investors: Evidence from CalPERS[J]. Journal of Finance, 1996, 51(1): 227-252.
- [28] Walther B R. Investor sophistication and market earnings expectations[J]. Journal of Accounting Research, 1997, 35(2): 157-179.
- [29] Weigel E J. The performance of tactical asset allocation[J]. Financial Analysis Journal, 1991, May/June: 123-145.

两权分离、盈余稳健性与机构 投资者行业专长^①

樊 慧 胡奕明 龙振海

摘要 本文运用中国上市公司的数据,研究了两权分离与会计盈余稳健性的关系,以及机构投资者对这种关系的影响。研究结果发现,上市公司终极控制人的两权分离程度越高,会计盈余稳健性越低;具有行业专长的机构投资者能够显著抑制两权分离对盈余稳健性负面的影响。研究结果表明,在中国的股票市场上,具有行业专长的机构投资者已经发挥了积极的治理作用。

关键词 稳健性,机构投资者,控制权,现金流权

1 引言

在整个上市公司的治理框架当中,会计盈余信息是重要的一个环节。随着保护中小股东利益呼声的提高,会计信息稳健性的特征变得越发的重要,因为及时的损失确认提升了会计报告的有效性并且改善了经理人合约和债务合约的有效性(Watts, 2003),进而在一定程度上缓解了信息不对称的问题,完善了上市公司的治理结构。就早期的研究来看,主要集中于会计信息是否存在稳健性的议题,侧重于探讨稳健性的意义以及成因,尚缺乏对影响盈余稳健性因素的深入研究。近几年,学者们开始从法律层面、社会制度层面以及公司内部治理层面来研究影响会计信息稳健性的因素。本文在前人研究的基础上通过控制法律以及制度层面的因素,考察了公司治理结构中终极控制人的两权分离如何影响公司盈余信息的稳健性。国内外学者研究发现机构投资者作为持股比例较高的大股东发挥了积极的治理作用,提高了会计盈余信息的质量。由于具有行业集中特性的机构投资者对所投资行业有更加深入的了解(具有行业专长知识)会在一定程度上降低监督治理的成本发挥规模效应。因此,本文又进一步研究了具有行业专长的机构投资者是否能够对两权分离所造成的会计盈余稳健性的差异产生影响。

自 Berle 和 Means(1932)提出现代公司的股权结构特征是分散的,因此普遍存在所有权与控制权分离的观点以来,由于分离造成的所有者与管理者之间的委托代理问题就成为了公司治理研究的热点。然而,国外学者 La Porta, Lopez-de-Silanes 和 Shleifer

① 本篇论文主要内容已发表在《山西财经大学学报》2012 年第 2 期上。

(1999)提出除了美国和英国之外,大部分国家都有高度集中的股权结构,并且普遍存在单个的控股股东。在这样的国家里,上市公司的代理问题已经演变成大股东与中小股东的利益冲突。由于在控股股东控制的公司里,大股东往往通过金字塔结构和交叉持股使得现金流权与控制权发生分离,这在一定程度上增加了控股股东侵害中小股东利益的动机(Claessens等,2002)。控股股东为了掩盖对公司利益侵占的行为,会选择延迟确认盈余损失的行为,目的是提升被侵占公司的业绩从而避免外界的监管和社会公众的关注,从而为其侵占中小股东的利益提供前提条件,因此,本文提出两权分离程度越大的公司越有可能延迟确认损失。

随着机构投资者在上市公司持股比例的提高,已经开始影响上市公司的治理结构,尤其自我国提出超常规发展机构投资者的政策以来,机构投资者无论在规模还是在成熟度方面都取得了巨大的提高,机构投资者已经从遵循华尔街规则的“用脚投票”的行为转向积极的对上市公司发出声音(姚颐等,2009)。那些资产配置集中于某个行业的机构投资者,由于对该行业有更深入的研究,相对于其他机构投资者而言具有一种特殊的行业专长知识。机构投资者监督治理上市公司是要花费成本的,具有行业专长知识的机构投资者由于对公司所在行业有深入的了解,能够迅速地基于行业特征的角度发现公司内部控股股东对会计信息的影响问题,从而节约了相应的搜索成本,根据收益成本理论该类机构投资者将获取更多的收益,因此将会比分散投资的机构投资者更有动力去改善控股股东对上市公司会计信息稳健性的负面影响。同时从规模经济的视角来看,具有集中行业投资特征的机构投资者,对本行业的上市公司实施更多的监督治理可以发挥规模经济的效果,降低监督的成本提高治理收益,从而更加有动力发挥积极的对会计信息的治理作用。基于以上的分析,本文提出被具有行业专长的机构投资者持股的上市公司将少一些由于控制权分离造成的损失确认延迟的情况。

本文的主要贡献在于:①基于终极控股人的视角,用最新的数据验证了两权分离程度与会计稳健性呈负相关关系,进而直接证明了终极控制人损害会计信息质量的事实;②与现有的文献不同的是,我们提出了具有行业专长的机构投资者的概念,并且证明该类投资者可以约束控股股东对上市公司会计稳健性的负面影响,从而加深了我国理论与实务界对机构投资者治理作用的深刻理解。

以下的结构安排如下:第二部分理论分析与研究假设,第三部分研究设计,第四部分实证研究结果与稳健性检验,第五部分研究结论。

2 理论分析与研究假设

2.1 会计稳健性与上市公司终极控制人两权分离

现有国内外文献把会计稳健性分为两类,一种是无条件的稳健,另外一种是有条件

的稳健。本文采用后者,体现的是会计报告对好消息和坏消息确认的不对称性,即相对于坏消息,对好消息的确认要求更加严格的条件。学者 Watts(2003)指出会计稳健性的存在是一种世界性的现象,并且认为契约条款、诉讼风险以及监管动机影响了会计稳健性的供给与需求。例如 Ball, Robin and Wu(2003)和 Ball and Shivakumar(2005)指出经济损失的及时确认有利于对经理与债务合约的监督,并且可以显著提高公司治理合约的有效性。由于会计稳健性具有以上重要的经济功能,所以本文研究了会计稳健性的差异是否与公司控制权和现金流权的分离有关。尽管股权分散普遍存在于美国和英国,然而东亚和西欧的上市公司却表现出股权集中的状况(La Porta et al., 1999; Claessens et al., 2000; Faccio and Lang, 2002)。特别是处于发展中国家的中国,其上市公司普遍存在股权集中的现象,大股东们经常会通过金字塔结构和交叉持股的方式,利用相对较少的持股比例获取对上市公司的控制权,而且 Fan and Wong(2002)发现两权分离的现象在我国上市家族企业中更加明显。

La Porta et al. (1999)最早定义了所有权和控制权。所有权就是指现金流权,它是一种对公司股利要求的权利。控制权指的是公司普通股东的投票权利,具体指对公司董事会成员以及其他重要的公司政策的决策权力。控制权和现金流权分离主要是金字塔机制和交叉持股使用的结果。在高度集中的股权结构之下,上市公司主要的代理问题已经从经理与股东冲突演变成大股东与中小股东的利益冲突。一方面控制权使大股东免受市场对其本身的约束,另一方面低比例的所有权使得控股股东和中小股东之间只具有较低的利益一致程度。这样的结果使得控股股东更有动力以牺牲中小股东的利益为代价来谋取个人私利,因此,两权分离程度的增加将促使大股东与中小股东之间的利益冲突。学者 Fan and Wong(2002)研究表明两权分离对财务会计报告质量有影响,并且呈显著的负相关关系。Haw et al. (2004)指出在法律对中小股东保护较弱的国家,上市公司的盈余管理与控股股东的两权分离正相关,同时学者 Lee(2007)研究发现上市公司自愿披露的行为与两权分离之间存在负相关关系。总之,现有文献已经表明两权分离导致了控股股东以牺牲外部股东为代价来追逐自己的控制权私利。进一步来看,控股股东为了掩盖窃取控制权私利的行为,有动机和能力选择更加不稳健的会计政策,其目的是为了报告一个好看的业绩进而减少外部人的注意。例如:公司可以选择不确认长期资产的损失或则推迟对已经发生损坏的资产进行确认,进而安排暂时性损失确认的时间。通过这种会计政策的选择,控股股东可以有效地掩盖由于攫取控制权私利所造成的损失,从而避免来自外部股东的干预。本文提出基于掩盖控制权私人收益,避免外部利益相关人的监督和干预,控股股东将更可能少一些动机去及时地确认经济损失。

本文使用上市公司终极控制人的控制权与现金流权的差作为衡量控股股东攫取控制权私利的代理变量。一方面随着控制权的增加,终极控制人将更加有动机和能力去侵占中小股东从而获取控制权私利;另一方面随着现金流权的减少,终极控制人的利益将

变得与公司利益更加不一致。为了避免来自外部投资者的监督和干预,本文预期两权分离度越大的公司会计盈余将少一些损失确认的及时性。因此,提出本文的第一个假设:

假设 1 在其他条件不变的情况下,控制权和现金流权的分离程度越大,上市公司会计盈余信息越不稳健。

2.2 行业专长机构投资者的治理角色

国外学者 Shleifer and Vishny(1986),Maug(1998)和 Kahn and Winton(1998)较早地研究了机构投资者在公司治理中的作用,认为机构投资者将面临两种选择:一种是选择实施积极的监督治理,另一种主要是考虑自己的私利而选择简单的交易机制,即采用消极的用脚投票方式。之后的学者在此基础上进一步研究了机构投资者的公司治理作用,得出某些类型的机构投资者而不是所有的机构投资者会对反接管议案、研发费用的投资决定以及经理人员的薪酬等方面发挥积极的监督治理作用(Brickley et al., 1988; Bushee, 1998; Hartzell and Starks, 2003; Almazan et al., 2005; and Borokhovich et al., 2006)。

随着机构投资者在我国资本市场上地位的提高,近几年我国学者也纷纷展开对机构投资者公司治理作用方面的研究,例如学者王琨、肖星(2005)证明了机构投资者可以有效地抑制上市公司的资金被关联方占用。程书强(2006)指出机构投资者能够显著提升上市公司盈余信息的及时性,并且能够显著改善上市公司的盈余管理行为。李维安、李滨(2008)采用了面板数据和截面数据计量方法研究了机构投资者参与上市公司治理效果,结果表明机构在提升上市公司治理水平方面发挥了重要的作用,然而另外一些学者却发现机构投资者没有发挥积极的治理作用。为什么针对同样的研究对象却得出了不同的研究结论呢?本文认为由于机构投资者内部具有复杂的结构,正如国外的研究所指出的那样只有某些类型的机构投资者才能发挥积极的治理作用,因此把机构投资者作为一个整体总体来研究,难免会发生研究结果相矛盾的现象。有鉴于此,本文选择具有行业专长特征的机构投资者作为研究对象,由于该类投资者的资产配置集中于某一个行业,这种行业的集中特性使得该类投资者能够集中更多的资源来研究行业的各种因素,因此能够获取比其他的机构投资者更加深入的专长知识。我们知道机构投资者发挥积极的治理作用是要花费成本的,这些成本包括治理问题的搜索成本以及发挥作用的其他综合成本。因为具有行业专长的机构投资者具有深入的行业知识,这就使得他们能够快速准确的找出治理问题的所在,进而在一定程度上减少搜索成本,并且这种成本的降低会随着行业内积极治理公司数量的增加而发挥规模效应,进而更大程度上减少机构投资者参与治理的成本,在收益一定的前提下,我们预测该类投资者将更有动力去发挥治理作用。

机构投资者作为流通股的大股东,上市公司公开披露的会计信息是他们投资分析的主要依据。Watts(1993)提出契约条款是稳健性会计信息产生的原因,就契约理论的视角来看,上市公司治理机制实际上是一系列契约的集合,既然具有行业专长的机构投资

者能够积极的发挥公司治理作用,那么将产生对稳健性会计信息的需求,因为稳健的会计信息一方面可以延迟对好消息的确认,保护全体投资者,提高市场效率;另一方面可以加快会计盈余对坏消息的反应,保护中小投资者,体现市场公平性(陈胜蓝,2007)。因此,提出本文的第二个假设。

假设 2 具有行业专长的机构投资者持股的公司将比非行业专长的机构投资者持有的公司表现出更大程度的会计损失确认的及时性。

由于假设 1 表明两权分离对会计信息稳健性有负面影响,而假设 2 的推理表明具有行业专长的机构投资者能够积极地参与上市公司治理,从而在一定程度上减轻了由于两权分离造成的对会计信息稳健性的负面影响。因此,提出本文的第三个假设。

假设 3 行业专长的机构投资者持有的公司与非行业专长的机构投资者持有的公司相比,前者能够显著的抑制两权分离造成的更低程度的会计损失确认的及时性。

3 研究设计

3.1 样本选择

本文选择 2003~2008 年沪深两市所有的 A 股上市公司作为研究样本。按照以下的原则进行筛选:①考虑到金融类行业的会计处理的特殊性,予以剔除;②剔除某些指标数据的缺失;③考虑到上市公司 IPO 对会计盈余信息的特殊影响,为了更好的研究上市公司会计盈余稳健性的特征,排除噪声的影响,本文予以剔除;④对所有的变量进行 Winsorize 处理,小于 1%分位数与大于 99%分位数的变量,令其值等于 1%分位数和 99%分位数。经过以上的筛选最终得到 7 628 个样本观测值。本文使用的公司治理数据和财务数据全部来源于香港大学金融研究中心与深圳国泰安信息技术有限公司联合开发的 CSMAR 数据库,机构投资者行业持股比例的数据由 WIND 数据库提供的上市公司机构持股比例的数据计算所得。另外,各地区的法律制度指数、市场化指数以及金融业市场化指数均来自于樊纲、王小鲁编制的《中国市场化指数——各地区市场化相对进程的报告》。

3.2 核心变量的度量

为了检验上述的三个研究假设,本文对有关核心变量的设计如下:

1) 两权分离的计量

关于该指标的度量本文参照 Claessens(2002),Haw(2004)和 Fan and Wong(2002)的做法,用终极控股股东的控制权和现金流权的偏离作为上市公司两权分离的度量。在其他条件不变的情况下,两权分离度越大将给控股股东更大的激励热衷于最大化个人私

利,因为相对较小的现金流权使得控股股东负担很少的代理成本。其中终极股东控制权的确认遵循中国证监会对上市公司控股股东的界定。

2) 机构投资者行业专长的衡量

本文的设计逻辑是集中于某个行业的机构投资者,花费更多的资源研究该行业,进而能够取得相应的行业专长知识。因此该变量的度量可以转化为机构投资者持股在某个行业的集中程度,然而准确的度量需要对上市公司进行分类。本文采用中国证监会对上市公司类别的划分,考虑到了制造业在整个股票市场比重比较大,为了排除类别划分对研究结果的影响,本文选择对除制造业之外的公司按照一级分类标准,制造业按照二级类别分类。鉴于数据的可得性,本文主要是选择证券投资基金作为机构投资者的代表,具体计算每个基金一个年度在某个行业持股的所有上市公司股票市值之和与该年度基金净值总额的比例,作为行业集中程度的衡量具体计算如下:

$Inst(i, j, t) =$ 按照基金持股比例计算的行业股票市值之和 / 该只基金净值总额
式中: $inst(i, j, t)$ 表示 t 年 第 i 只基金在行业 j 上的持股集中度。

考虑到中国证监会对基金持股的限制性规定,每家基金在一家上市公司持股的比例不能超过总流通股份的 10%。如果基金对某个行业有偏好的话,完全可以配置该行业的其他上市公司,从而持股比例可以在该行业突破 10% 而不违反证监会的规定。因此,本文界定 $inst(i, j, t)$ 大于 10% 的基金为具有行业专长的机构投资者。作为稳健性检验,本文为了排除机构投资者专长的界定对研究结果的影响,另外选择了其他的界定方法,具体放在第 4 部分的稳健性检验进行讨论。

3) 模型设计

在本文中,我们主要从经济损失确认及时性的角度来研究会计盈余的稳健性。现有关于正负盈余确认的非对称的研究,主要是采用 Basu(1997)的方法,即将会计盈余与同期股票收益率做回归。该方法的应用是有条件的,即必须要求资本市场是有效的,并且股票收益能够同等地吸收好消息和坏消息的影响(Holthausen, 2003)。然而从我国的资本市场的发展现状来看,尚处于弱势有效阶段,股票收益率还很难有效地对好、坏消息做出同等的反应。因此,在某种程度上来说,盈余回报的检验方法可能会存在潜在的偏误。

为了排除股票收益率对研究结果的影响,本文选用了另外两种会计稳健性的计量模型。第一种模型主要是参考 Basu(1997)提出的盈余反转模型,主要的逻辑是考察会计收益的正负改变在前后两期的持续性。如果会计盈余及时地报告了损失,那么导致对预期未来现金流现值修正的坏消息将被报告在当期盈余。另一方面,导致未来收益改变的好消息将随着未来期间收益的实现而逐步确认。因此,坏消息可能表现为一种短暂的对会计盈余的冲击,然而好消息可能表现为一种持续性的冲击,也就是说,损失确认的及时性暗示了负的盈余变化将比正的盈余改变少一些持续性。如果在控制权分离度高的公司,损失确认的及时性较少的话,那么负的会计盈余改变的快速反转情况也将减少。因此,

本文提出以下检验假设 1 的模型:

$$\begin{aligned}\Delta NI_t = & \alpha_0 + \alpha_1 D + \alpha_2 \Delta NI_{t-1} + \alpha_3 D \times \Delta NI_{t-1} + \alpha_4 leg + \alpha_5 leg \times D + \\ & \alpha_6 leg \times \Delta NI_{t-1} + \alpha_7 leg \times D \times \Delta NI_{t-1} + \alpha_8 ENT + \alpha_9 ENT \times D + \\ & \alpha_{10} ENT \times \Delta NI_{t-1} + \alpha_{11} ENT \times D \times \Delta NI_{t-1}\end{aligned}\quad (1)$$

该模型中 ΔNI_t 表示非经常性项目之前的会计盈余从 $t-1$ 到 t 年的变化值, ΔNI_{t-1} 表示上一期的会计盈余的变化量, 为了减少异方差的影响, 本文遵照现有的做法对上述两个数值都除以期初总资产的账面价值。 D 是一个虚拟变量, 如果 ΔNI_{t-1} 是负值, 为 1, 否则则为 0。 leg 也是一个两值变量, 是根据我国各地区的法制水平指数分组而得到的, 具体按照法制指数进行三等分, 处于最高层次组的则设为 1, 其他则为 0。 ENT 表示上市公司两权分离度。就该模型的系数来看, α_2 表示正的会计收益变化的持续性, $(\alpha_2 + \alpha_3)$ 表示负的收益变化的持续性, 因此 α_3 计量了负的盈余改变的增量持续性。根据 Ball and Shivakumar(2005)的研究, 正的会计盈余变化具有持续性往往不发生反转, 这意味着 $\alpha_2 = 0$ 。然而负的盈余改变是一个非持续短暂性的冲击, 因此往往发生反转, 故 $\alpha_3 < 0$ 。如果上市公司两权分离度的增加使得损失确认更加不及时, 那么预期 $\alpha_{11} > 0$ 。为了控制我国各地区法治水平的差异对研究结果的影响, 模型加入了 leg 变量, 一般来说法制水平高的地区, 上市公司将表现出更大程度的损失确认的及时性(Ball, Kothari, and Robin 2000), 因此预测 $\alpha_7 < 0$ 。

第二种计量盈余稳健性的模型主要是参考 Ball and Shivakumar(2005)提出的应计现金流模型。考虑到模型的适应性, 本文对该模型进行了改造。在 Ball and Shivakumar(2005)的模型当中, 因变量使用的总应计, 但是我国学者夏冬林、朱松(2009)研究指出我国的会计盈余的稳健性主要是来自于非经营性应计项目。非经营性应计项目主要由一些损失和费用类的项目构成的, 如坏账准备(或者转回)、重组支出、会计估计变更的影响、资产出售的损益、资产减值、费用的应计和资本化、收入递延确认及其之后的确认等。这些项目往往能够体现出管理层对稳健问题的意识。Ball and Shivakumar(2005)提出的应计项及时确认经济损益的作用, 在很大程度上是出于对未来的预测, 而非经营性应计项目大多数是对未来公司可能出现损益的预期, 因此更加能够体现出及时确认损益的作用。所以, 本文选择非经营性应计作为模型的因变量。具体检验假设 1 的模型如下:

$$\begin{aligned}Noperacc = & b_0 + b_1 D + b_2 CFO + b_3 D \times CFO + b_4 leg + b_5 leg \times D + \\ & b_6 leg \times CFO + b_7 leg \times D \times CFO + b_8 ENT + b_9 ENT \times D + \\ & b_{10} ENT \times CFO + b_{11} ENT \times D \times CFO\end{aligned}\quad (2)$$

在该模型当中, $Noperacc$ 表示非经营性应计, 计算方法同夏冬林、朱松(2009)。 CFO 为同期的经营性现金流。为了减少异方差的影响, 上述两个变量的数值都除以期初总资产的账面价值。 D 是一个两值变量, 如果 $CFO < 0$, 就为 1, 否则就为 0。 leg 和 ENT 变量的含义同模型 1。我们预测 $b_2 < 0$ (Dechow, 1994)。如果损失确认的越及时, 那么负的

经营性现金流的增量 b_3 将大于零 (Ball and Shivakumar, 2005)。因此, 如果控制权分离降低了上市公司损失确认的及时性, 那么 $b_{11} < 0$ 。同样为了控制我国各地区法治水平的差异, 模型中加入了法治因素, 由于前期的研究表明在法治水平好的地方, 损失确认的越及时, 因此预测 $b_7 > 0$ 。

为了检验假设 2, 本文用变量 $INST$ 来替换 ENT , 这里 $INST$ 是一个两值变量, 具体是根据核心变量的度量分析得出的, 如果属于行业专长的机构投资者就为 1, 否则为 0。具体模型如下:

$$\begin{aligned} \Delta NI_t = & \alpha_0 + \alpha_1 D + \alpha_2 \Delta NI_{t-1} + \alpha_3 D \times \Delta NI_{t-1} + \alpha_4 leg + \alpha_5 leg \times D + \\ & \alpha_6 leg \times \Delta NI_{t-1} + \alpha_7 leg \times D \times \Delta NI_{t-1} + \alpha_8 INST + \alpha_9 INST \times D + \\ & \alpha_{10} INST \times \Delta NI_{t-1} + \alpha_{11} INST \times D \times \Delta NI_{t-1} \end{aligned} \quad (3)$$

$$\begin{aligned} Noperace = & b_0 + b_1 D + b_2 CFO + b_3 D \times CFO + b_4 leg + b_5 leg \times D + \\ & b_6 leg \times CFO + b_7 leg \times D \times CFO + b_8 INST + b_9 INST \times D + \\ & b_{10} INST \times CFO + b_{11} INST \times D \times CFO \end{aligned} \quad (4)$$

如果具有行业专长的机构投资者能够促进上市公司更加及时的确认损失, 那么可以合理地预测 $a_{11} < 0, b_{11} > 0$ 。

为了检验行业专长的机构投资能否抑制由于两权分离所造成的损失确认的及时性的问题, 本文提出以下模型用来检验假设 3, 具体如下:

$$\begin{aligned} \Delta NI_t = & \alpha_0 + \alpha_1 D + \alpha_2 \Delta NI_{t-1} + \alpha_3 D \times \Delta NI_{t-1} + \alpha_4 leg + \alpha_5 leg \times D + \\ & \alpha_6 leg \times \Delta NI_{t-1} + \alpha_7 leg \times D \times \Delta NI_{t-1} + \alpha_8 ENT + \alpha_9 ENT \times D + \\ & \alpha_{10} ENT \times \Delta NI_{t-1} + \alpha_{11} ENT \times D \times \Delta NI_{t-1} + \alpha_{12} INST + \\ & \alpha_{13} INST \times D + \alpha_{14} INST \times \Delta NI_{t-1} + \alpha_{15} INST \times D \times \Delta NI_{t-1} + \\ & \alpha_{16} INST \times ENT + \alpha_{17} INST \times ENT \times D + \alpha_{18} INST \times ENT \times \\ & \Delta NI_{t-1} + \alpha_{19} INST \times ENT \times D \times \Delta NI_{t-1} \end{aligned} \quad (5)$$

$$\begin{aligned} Noperace = & b_0 + b_1 D + b_2 CFO + b_3 D \times CFO + b_4 leg + b_5 leg \times D + b_6 leg \times CFO + \\ & b_7 leg \times D \times CFO + b_8 ENT + b_9 ENT \times D + b_{10} ENT \times CFO + \\ & b_{11} ENT \times D \times CFO + b_{12} INST + b_{13} INST \times D + b_{14} INST \times CFO + \\ & b_{15} INST \times D \times CFO + b_{16} INST \times ENT + b_{17} INST \times ENT \times D + \\ & b_{18} INST \times ENT \times CFO + b_{19} INST \times ENT \times D \times CFO \end{aligned} \quad (6)$$

如果 a_{19} 显著为负, b_{19} 显著为正, 那么假设 3 将成立。

4 实证研究结果与稳健性检验

4.1 盈余反转模型回归结果

表 1 报告了盈余反转模型的回归结果, 其中, 表 1 中的模型 3 和模型 4 分别对应研究

设计中的模型 1 和模型 3 的回归结果。表 1 中的模型 1 是最基本的模型,模型 2 是在模型 1 的基础上加入法治水平的影响。首先从各个模型的 F 值来看,最小的为 108.13,最大的为 382.42,表明所有方程在 1%的水平上是高度显著的,方程整体通过了显著性检验。所有方程的拟合优度都在 13%以上,表现出一定的模型解释力。单从前两个模型来看,两个方程的回归系数 a_3 都在 1%的水平上显著为负,这与预测符号是相符的,表明我国上市公司相对于收益确认来说,表现出更加及时的损失确认。模型 2 中的系数 a_7 在 1%的水平上显著为负,这就初步证明了在法治水平比较高的地区,越可能倾向于及时的损失确认。模型 3 的系数 a_{11} 在 1%的水平上显著为正,说明了两权分离确实降低了损失确认的及时性,这与假设 1 是相一致的。在模型 4 当中,我们加入了行业专长的机构投资者的变量,系数 a_{11} 在 1%的水平上显著为负,这与预测符号是一致的,从而支持了假设 2,即具有行业专长的机构投资者持股的公司将比非行业专长的机构投资者持有的公司表现出更大程度的会计损失确认的及时性。

表 2 报告了研究设计当中模型 5 的回归结果。其中在表 2 中,模型 1 是在采用研究设计中的机构投资者行业专长的计量方法得出的回归结果,其他的两个模型是稳健性检验的结果。由模型 1 可以看出系数 a_{19} 在 5%的水平上显著为负,这与预期符号是一致的,表明具有行业专长的机构投资者确实能够抑制由于两权分离所造成的损失确认不及时,从而证明了假设 3 是成立的。

表 1 盈余反转变化模型回归系数

变量	系数	预期符号	模型 1	模型 2	模型 3 (<i>ent</i>)	模型 4 (<i>inst</i>)	模型 5 (<i>inst1</i>)	模型 6 (<i>inst2</i>)
<i>Intercept</i>	a_0	?	0.007 (4.12)***	0.007 (3.60)***	0.004 (2.80)***	0.004 (3.61)***	0.005 (4.29)***	0.002 (1.50)
<i>D</i>	a_1	?	-0.022 (-7.74)***	-0.024 (-7.24)***	-0.003 (-4.70)***	-0.005 (-8.09)***	-0.005 (-6.59)***	-0.005 (-8.56)***
ΔNI_{t-1}	a_2	0	-0.024 (-1.53)	-0.011 (-0.61)	-0.011 (-0.47)	-0.008 (-0.47)	-0.040 (-1.61)	-0.015 (-0.85)
$D \times \Delta NI_{t-1}$	a_3	-	-0.655 (-28.08)***	-0.652 (-8.74)***	-0.450 (-7.30)***	-0.640 (-9.10)***	-0.550 (-7.18)***	-0.6978 (-9.84)***
<i>Leg</i>	a_4	?		-0.005 (-7.61)***	-0.008 (-6.72)***	-0.007 (-8.17)***	-0.004 (-6.58)***	-0.007 (-8.25)***
$Leg \times D$	a_5	?		0.012 (7.92)***	0.013 (6.80)***	0.014 (8.34)***	0.010 (6.76)***	0.016 (8.88)***
$Leg \times \Delta NI_{t-1}$	a_6	?		0.049 (4.51)***	0.090 (5.55)***	0.084 (6.10)***	0.057 (5.06)***	0.091 (5.83)***
$Leg \times D \times \Delta NI_{t-1}$	a_7	-		-0.098 (-4.25)***	-0.006 (-0.28)	-0.112 (-4.87)***	-0.071 (-3.69)***	-0.126 (-4.90)***

(续表)

变量	系数	预期符号	模型 1	模型 2	模型 3 (<i>ent</i>)	模型 4 (<i>inst</i>)	模型 5 (<i>inst1</i>)	模型 6 (<i>inst2</i>)
VAR	a_8	?			0.0001 (0.48)	0.007 (6.21)***	-0.001 (-2.72)***	0.006 (7.95)***
VAR×D	a_9	?			0.0003 (0.87)	-0.003 (-0.79)	-0.000 (-0.19)	0.001 (1.57)
VAR× ΔNI_{t-1}	a_{10}	?			-0.001 (-0.19)	0.123 (2.66)***	0.042 (3.87)***	0.102 (5.45)***
VAR×D× ΔNI_{t-1}	a_{11}	+			0.023 (3.62)***			
VAR×D× ΔNI_{t-1}	a_{11}	-				-0.976 (-2.70)***	-0.115 (-3.82)***	-0.254 (-5.43)***
校正 R^2 (%)			13.05	13.15	13.43	13.02	13.45	13.55
F-statistic			382.42***	166.03***	108.52***	108.13***	108.71***	109.67***
N			7628	7628	7628	7628	7628	7628

注:VAR 分别表示控制权分离变量(*ent*)以及三个衡量机构投资者行业专长的变量(*inst*, *inst1* 和 *inst2*)。表中括号的数字为 white(1980)异方差一致 *t* 统计量。其中, *, **, ***分别表示在 10%, 5%和 1%水平上显著。

表 2 机构投资者行业专长、控制权分离与损失确认的及时性检验结果(盈余反转模型)

变量	系数	预期符号	模型 1(<i>inst</i>)	模型 2(<i>inst1</i>)	模型 3(<i>inst2</i>)
<i>Intercept</i>	a_0	?	0.004 (3.47)***	0.005 (4.29)***	0.002 (1.44)
<i>D</i>	a_1	?	-0.006 (-7.80)***	-0.005 (-6.59)***	-0.004 (-7.75)***
ΔNI_{t-1}	a_2	0	-0.040 (-1.69)*	-0.040 (-1.61)	-0.004 (-0.16)
<i>D</i> × ΔNI_{t-1}	a_3	—	-0.645 (-8.63)***	-0.550 (-7.18)***	-0.667 (-9.07)***
<i>Leg</i>	a_4	?	-0.006 (-7.84)***	-0.004 (-6.58)***	-0.007 (-7.96)***
<i>Leg</i> × <i>D</i>	a_5	?	0.010 (1.48)	0.007 (1.15)	0.015 (2.23)**
<i>Leg</i> × ΔNI_{t-1}	a_6	?	0.072 (5.82)***	0.057 (5.06)***	0.101 (6.35)***
<i>Leg</i> × <i>D</i> × ΔNI_{t-1}	a_7	—	0.075 (3.64)***	0.071 (3.69)***	0.118 (4.97)***
ENT	a_8	?	0.0001 (0.52)	0.0001 (0.14)	0.0002 (1.30)

(续表)

变量	系数	预期符号	模型 1(inst)	模型 2(inst1)	模型 3(inst2)
$ENT \times D$	a_9	?	0.0001 (0.46)	0.0001 (1.37)	-0.000 (-0.61)
$ENT \times \Delta NI_{t-1}$	a_{10}	?	0.001 (2.06)**	0.001 (1.17)	0.001 (1.6)
$ENT \times D \times \Delta NI_{t-1}$	a_{11}	+	0.004 (2.66)***	0.003 (2.34)**	0.007 (4.12)***
VAR	a_{12}	?	0.008 (7.27)***	-0.001 (-2.72)***	0.009 (8.37)***
$VAR \times D$	a_{13}	?	-0.006 (-2.24)**	-0.0001 (-0.19)	-0.009 (-7.82)***
$VAR \times \Delta NI_{t-1}$	a_{14}	?	0.208 (2.26)**	0.034 (0.61)	-0.027 (-0.56)
$VAR \times D \times \Delta NI_{t-1}$	a_{15}	-	-0.375 (-3.45)***	-0.115 (-3.82)***	-0.117 (-3.58)***
$VAR \times ENT$	a_{16}	?	-0.001 (-6.19)***	-0.001 (-5.62)***	-0.001 (-7.88)***
$VAR \times ENT \times D$	a_{17}	?	0.001 (1.41)	0.001 (6.50)***	0.005 (8.04)***
$VAR \times ENT \times \Delta NI_{t-1}$	a_{18}	?	0.015 (3.63)***	0.006 (3.41)***	0.022 (4.77)***
$VAR \times ENT \times D \times \Delta NI_{t-1}$	a_{19}	-	-0.033 (-2.30)**	-0.013 (2.85)***	-0.255 (6.62)***
校正 R^2 (%)			13.06	13.79	13.86
F-statistic			63.24***	66.27***	65.61***
N			7628	7628	7628

注:VAR 分别表示三个衡量机构投资者行业专长的变量(inst, inst1 和 inst2)。表中括号的数字为 white(1980) 异方差一致 t 统计量。其中, *, **, *** 分别表示在 10%, 5% 和 1% 水平上显著。

4.2 应计现金流模型回归结果

表 3 报告了应计现金流模型回归的结果。其中,模型 3 和模型 4 分别对应研究设计当中的模型 2 和模型 3 的回归结果。从模型的回归结果来看,与本文的符号预期是一致的。所有回归结果的系数 b_2 都在 1% 的水平上显著为负,系数 b_3 在 1% 的水平上显著为正,这与国外学者 Ball and Shivakumar(2005)的研究是一致的,从而表明了该模型在我国是适用的。从模型 3 可以看出,有关两权分离对会计稳健性的增量影响系数 b_{11} 在 1% 的水平上显著为负,表明两权分离确实降低了非经营性应计损失确认的速度,因此支持本

文的假设 1。模型 4 是假设 2 的检验结果,由系数 b_{11} (在 1% 的水平上显著为正)可知,损失确认的及时性更多的会存在具有行业专长机构投资者持有的上市公司当中,从而支持了假设 2。

表 4 报告了研究设计中模型 6 的回归结果,表 4 中第一个模型采用了研究设计中行业专长机构的界定,其他的两个模型是稳健性回归的结果。从模型 1 可以看出,系数 b_{19} 在 10% 的水平上显著为正,同样证明了假设 3 是成立的。

表 3 应计—现金流模型回归结果

变量	系数	预期符号	模型 1	模型 2	模型 3 (<i>ent</i>)	模型 4 (<i>inst</i>)	模型 5 (<i>inst1</i>)	模型 6 (<i>inst2</i>)
<i>Intercept</i>	b_0	?	0.028 (7.99)***	0.027 (7.54)***	0.025 (6.89)***	0.034 (9.63)***	0.025 (6.96)***	0.026 (7.15)***
<i>D</i>	b_1	?	-0.022 (-9.03)***	-0.011 (-3.43)***	-0.001 (-0.42)	-0.011 (-3.29)***	-0.009 (-2.87)***	-0.009 (-2.92)***
<i>CFO</i>	b_2	-	-0.670 (-18.58)***	-0.616 (-17.37)***	-0.595 (-15.51)***	-0.731 (-20.37)***	-0.601 (-16.86)***	-0.602 (-16.71)***
<i>D</i> × <i>CFO</i>	b_3	+	1.877 (18.76)***	1.727 (17.16)***	1.792 (14.73)***	1.688 (19.98)***	1.684 (16.84)***	1.656 (16.69)***
<i>Leg</i>	b_4	?		-0.009 (-4.74)***	-0.004 (-2.62)***	-0.002 (-1.13)	-0.011 (-5.40)***	-0.010 (-5.01)***
<i>Leg</i> × <i>D</i>	b_5	?		-0.037 (-7.23)***	-0.031 (-6.68)***	-0.042 (-7.68)***	-0.035 (-6.74)***	-0.036 (-6.99)***
<i>Leg</i> × <i>CFO</i>	b_6	?		-0.072 (-3.15)***	-0.056 (-2.85)***	-0.015 (-0.64)	-0.060 (-2.58)***	-0.060 (-2.58)***
<i>Leg</i> × <i>D</i> × <i>CFO</i>	b_7	+		0.118 (1.57)	0.035 (0.47)	0.153 (1.97)**	0.095 (1.26)	0.104 (1.41)
<i>VAR</i>	b_8	?			-0.001 (-8.70)***	0.012 (3.68)***	0.016 (6.53)***	0.007 (3.39)***
<i>VAR</i> × <i>D</i>	b_9	?			-0.001 (-4.39)***	-0.014 (-0.56)	-0.011 (-1.13)	-0.012 (-1.18)
<i>VAR</i> × <i>CFO</i>	b_{10}	?			0.011 (11.72)***	0.025 (0.57)	-0.073 (-3.03)***	-0.066 (-2.81)***
<i>VAR</i> × <i>D</i> × <i>CFO</i>	b_{11}	-			-0.037 (-8.82)***			
<i>VAR</i> × <i>D</i> × <i>CFO</i>	b_{11}	+				0.667 (6.14)***	0.316 (2.42)**	0.457 (3.25)***
校正 R^2 (%)			14.25	14.37	13.52	18.43	14.43	14.49
<i>F</i> -statistic			444.72***	192.96***	106.50***	176.63***	123.79***	124.33***
<i>N</i>			7628	7628	7628	7628	7628	7628

注:VAR 分别表示控制权分离变量(*ent*)以及三个衡量机构投资者行业专长的变量(*inst*, *inst1* 和 *inst2*)。表中括号的数字为 white(1980)异方差一致 *t* 统计量。其中,*,**,***分别表示在 10%,5%和 1%水平上显著。

表 4 机构投资者行业专长、控制权分离与损失确认的及时性检验结果(应计—现金流模型)

变量	系数	预期符号	模型 1 (<i>inst</i>)	模型 2 (<i>inst1</i>)	模型 3 (<i>inst2</i>)
<i>intercept</i>	b_0	?	0.030 (8.50)***	0.019 (5.22)***	0.019 (5.23)***
<i>D</i>	b_1	?	-0.002 (-0.56)	0.003 (0.98)	0.002 (0.64)
<i>CFO</i>	b_2	-	-0.710 (-17.98)***	-0.516 (-13.96)***	-0.506 (-13.79)***
<i>D</i> × <i>CFO</i>	b_3	+	1.608 (16.86)***	1.603 (13.48)***	1.514 (13.24)***
<i>Leg</i>	b_4	?	0.001 (0.37)	-0.005 (-3.43)***	-0.005 (-2.96)***
<i>Leg</i> × <i>D</i>	b_5	?	-0.034 (-7.20)***	-0.027 (-6.30)***	-0.028 (-6.42)***
<i>Leg</i> × <i>CFO</i>	b_6	?	0.011 (0.56)	-0.025 (-1.33)	-0.041 (-2.21)**
<i>Leg</i> × <i>D</i> × <i>CFO</i>	b_7	+	0.061 (0.80)	0.005 (0.07)	0.059 (0.86)
<i>ENT</i>	b_8	?	-0.001 (-10.75)***	-0.001 (-8.36)***	-0.001 (-8.52)***
<i>ENT</i> × <i>D</i>	b_9	?	-0.001 (-3.27)***	-0.002 (-5.05)***	-0.001 (-4.67)***
<i>ENT</i> × <i>CFO</i>	b_{10}	?	0.015 (13.54)***	0.007 (7.48)***	0.007 (7.47)***
<i>ENT</i> × <i>D</i> × <i>CFO</i>	b_{11}	-	-0.037 (-8.98)***	-0.030 (-7.24)***	-0.025 (-6.26)***
<i>VAR</i>	b_{12}	?	0.014 (3.35)***	0.013 (5.05)***	0.008 (3.32)***
<i>VAR</i> × <i>D</i>	b_{13}	?	-0.055 (-2.65)***	-0.030 (-3.87)***	-0.030 (-3.52)***
<i>VAR</i> × <i>CFO</i>	b_{14}	?	-0.039 (-0.66)	-0.141 (-5.56)***	-0.143 (-5.54)***
<i>VAR</i> × <i>D</i> × <i>CFO</i>	b_{15}	+	0.723 (7.96)***	0.310 (2.47)***	0.573 (3.85)***
<i>VAR</i> × <i>ENT</i>	b_{16}	?	0.003 (5.07)***	0.001 (2.59)***	0.001 (4.82)***
<i>VAR</i> × <i>ENT</i> × <i>D</i>	b_{17}	?	-0.000 (-0.02)	0.002 (1.23)	0.001 (0.46)

(续表)

变量	系数	预期符号	模型 1 (<i>inst</i>)	模型 2 (<i>inst1</i>)	模型 3 (<i>inst2</i>)
$VAR \times ENT \times CFO$	b_{18}	?	0.000 (0.01)	0.017 (7.55)***	0.014 (7.07)***
$VAR \times ENT \times D \times CFO$	b_{19}	+	0.029 (1.69)*	0.029 (1.72)*	0.047 (2.48)**
校正 R^2 (%)			18.10	13.98	14.02
F-statistic			93.48***	64.49***	64.68***
N			7 628	7 628	7 628

注:VAR 分别表示控制权分离变量(*ent*)以及三个衡量机构投资者行业专长的变量(*inst*, *inst1* 和 *inst2*)。表中括号的数字为 white(1980)异方差一致 *t* 统计量。其中,*,**,***分别表示在 10%,5%和 1%水平上显著。

4.3 稳健性检验

为了检验研究结论的可靠性,本文还进行了如下几方面的稳健性测试:

1) 具有行业专长的机构投资者其他计量方法

在正文的研究当中,我们采用了当机构投资者在行业配置的市值超过 10%时,确认为行业专长的机构投资者。作为稳健性检验,本文运用其他两种方法来度量行业专长。考虑到基金在资产配置时对上市公司资产负债表和利润表的关注,本文分别从总资产和主营业务收入总额两个视角,来定义行业专长。第一种计量,按照某家基金在某个行业持股公司的资产总额占该家基金所有行业持股公司的资产合计金额的比例,作为衡量行业集中的标准,之后按照大小顺序等分为四组,取最高组内的基金为具有行业专长的机构投资者;第二种计量,是按照所持有公司的主营业务收入总额来计量的,具体的计算过程同第一种的方法。相应的计算公式分别如下:

$$ins_{i,k} = \sum_{j=1}^{n_j} asset_{ijk} \times r_{stock} / \sum_{i=1}^{n_i} \sum_{j=1}^{n_j} asset_{ijk} \times r_{stock} \quad (inst1: \text{总资产的计量公式})$$

$$ins_{i,k} = \sum_{j=1}^{n_j} sales_{ijk} \times r_{stock} / \sum_{i=1}^{n_i} \sum_{j=1}^{n_j} sales_{ijk} \times r_{stock} \quad (inst2: \text{主营业务收入的计量公式})$$

以上两个公式当中,*i* 代表某家基金,*j* 表示某个行业, $asset_{ijk}$ 表示第 *i* 家基金在 *j* 行业中第 *k* 公司的资产总额, $sales_{ijk}$ 表示第 *i* 家基金在 *j* 行业中第 *k* 公司的主营业务收入总额, r_{stock} 表示某家基金在单个上市公司的持股比例。

本文使用以上新界定方法,重新对所有的模型进行了回归分析,具体结果见表 1~表 4。我们发现三个研究假设依然成立,研究结果对模型变量度量方法的选择是不敏感的,进而说明研究结论是稳健的。

2) 控制各地区政府干预和市场化程度对研究结果的影响

Bushman and Piotroski(2006)研究发现除了法律制度因素之外,其他的制度因素和政治经济因素也能影响会计盈余的稳健性。基于此考虑,本文在所有的模型当中,加入了市场化指数和政府干涉指数,目的是考察研究结果是否改变,接着本文重新回归了所有的模型,发现研究结果依然成立(限于篇幅没有列示)。同时发现市场化指数在所有模型当中与预测符号相符并且在5%的水平上显著,表明市场化程度高的地区越有利于及时确认会计损失。然而政府干涉指数不显著,尚没有发现地方政府干预对会计稳健性的影响。

3) 控制公司和行业特征的影响

本文按照 Ball and Shivakumar(2005)的方法,加入公司规模、杠杆以及行业因素作为控制性变量。其中公司规模采用上市公司资产总额的自然对数来衡量,公司的杠杆采用资产负债率来度量,行业因素的影响本文采用一个虚拟变量来衡量,即如果上市公司属于管制性行业就为1,否则为0。关于管制性行业的划分主要参考 Francis et al. (1999)的研究分类方法。为了检验假设1的敏感性,我们分别把这三个变量以及相应的交乘项加入到模型1和模型2当中,回归结果表明规模小的公司(在5%的水平上)、低杠杆的公司(在10%的水平上)以及管制性行业的公司(在1%的水平上)更倾向于及时的确认会计损失,更重要的是在控制了公司和行业特征之后,系数 a_{11} (b_{11}) 依然显著为正(负),这与我们的主要结论是一直的。我们又重新回归了模型3和模型4,结果同样支持假设2。最后为了检验假设3,本文又对模型5和模型6进行重新回归,结果与前面的分析是一致的。总之,本文的主要结果对公司和行业的特征是不明显的。

4) 控制权分离与盈余管理

虽然本文采用的两种会计稳健性的研究方法避免使用股票收益率数据,排除了有效市场假设的影响,但是该两类方法依然存在局限性。国外学者 Leuz et al. (2003)指出这两种方法度量损失确认的及时性可能是公司经理人员有激励操纵收益和应计项目的结果,而且我国学者李远鹏和李若山(2005)也指出现有文献发现我国上市公司存在的盈余稳健性现象主要是管理层盈余管理的结果,而非是会计盈余稳健性的体现。为了增加文章研究结果的可靠性,本文利用 Ball and Shivakumar(2005)的研究设计,进一步验证本文的研究结果是否受到了盈余管理的影响。具体采用以下的回归模型:

$$\begin{aligned} CFO_{t+1} = & \alpha_0 + \alpha_1 NI_{t-1} + \alpha_2 I_{\Delta NI < 0} + \alpha_3 I_{\Delta NI \geq 0} \times \Delta NI_t + \alpha_4 I_{\Delta NI < 0} \times \Delta NI_t + \\ & \alpha_5 ENT + \alpha_6 ENT \times NI_{t-1} + \alpha_7 ENT \times I_{\Delta NI < 0} + \alpha_8 ENT \times \\ & I_{\Delta NI \geq 0} \times \Delta NI_t + \alpha_9 I_{\Delta NI < 0} \times \Delta NI_t + \epsilon_{t+1} \end{aligned}$$

式中: CFO_{t+1} 是 $t+1$ 期的经营性现金流与期初的总资产的比值, NI_{t-1} 是 $t-1$ 期的特殊项目之前的净收益, ΔNI_t 是第 t 期净收益的变化量, $I_{\Delta NI < 0}$ 和 $I_{\Delta NI \geq 0}$ 都是一个两值变量,如

果 $\Delta NI_t < 0$, $I_{\Delta NI < 0}$ 就为 1, 否则为 0; $I_{\Delta NI \geq 0}$ 同理。

该模型的分析逻辑在于如果暂时性的会计损失来自于经理层的盈余管理, 那么它们仅仅是修饰会计利润的一种手法, 因此对未来的现金流将没有预测能力。与此相反, 如果暂时性的会计盈余因素反映的是未来现金流的修正, 那么正负会计盈余的变化将与已实现的未来现金流显著相关。根据 Ball and Shivakumar (2005) 的推理, 如果两权分离降低了盈余质量, 以至于包含较少的未来现金流的信息, 那么 a_6 应该为负; 如果正负盈余变化包含有信息含量的话, 那么 a_3 和 a_4 应该显著为正。此外, 如果确实因为高度的两权分离造成盈余变化少一些经济信息含量的话, 那么增量系数 a_8 和 a_9 应该为负。具体的回归结果见表 5。

表 5 稳健性检验回归结果

变量	系数	预期符号	预算	t 值	估计值 $p_t > t $
<i>Intercept</i>	a_0	?	0.057	37.78	< 0.0001
NI_{t-1}	a_1	?	-0.0002	-12.4	< 0.0001
$I_{\Delta NI < 0}$	a_2	?	-0.006	-5.36	< 0.0001
$I_{\Delta NI \geq 0} \times \Delta NI_t$	a_3	+	0.141	7.22	< 0.0001
$I_{\Delta NI < 0} \times \Delta NI_t$	a_4	+	0.341	7.67	< 0.0001
<i>ENT</i>	a_5	?	-0.000218	-3.32	0.0009
$ENT \times NI_{t-1}$	a_6	-	-0.001306	-6.99	< 0.0001
$ENT \times I_{\Delta NI < 0}$	a_7	?	0.0000326	0.35	0.7247
$ENT \times I_{\Delta NI < 0} \times \Delta NI_t$	a_8	-	-0.0114	-5.58	< 0.0001
$ENT \times I_{\Delta NI \geq 0} \times \Delta NI_t$	a_9	-	-0.001249	-1.54	0.124

从表 5 可以看出, 回归结果与本文的预测一致, a_6 在 1% 的水平上显著为负。系数 a_3 和 a_4 在 1% 的水平上显著为正, 表明正负会计盈余变化包含了未来的信息含量。最后, 系数 a_8 和 a_9 都为负符合预期, 但是 a_9 在统计上并不显著。因此, 稳健性检验的结果没有发现证据表明低程度两权分离所形成的更多会计损失确认的及时性是由于上市公司盈余管理所致。

5 研究结论

会计盈余信息是上市公司治理机构中重要的一环。已有研究表明, 稳健的会计盈余信息可以降低信息不对称的程度, 提高经理人合约和债权合约的有效性, 进而发挥积极的作用提升上市公司的价值。然而, 在经验研究方面, 已有研究主要是考察稳健性是否

存在、计量方法以及稳健性的产生原因,较少关注影响会计盈余稳健性的深层次因素。我国的资本市场结构具有不同于西方市场的特殊性,上市公司普遍存在两权分离的现象,特别是经过近几年的发展,我国资本市场已经形成了以机构投资者为主的市场参与结构,因此,迫切需要在现有的特殊背景下,研究影响会计盈余稳健性的深层次因素。鉴于此,本文运用中国股票市场数据就以上特殊背景进行研究,结果发现,上市公司终极控制人两权分离度的增加,降低了会计盈余信息的稳健性;具有行业专长知识的机构投资者能够显著抑制由于两权分离度增加所造成的会计稳健性的降低。研究结果揭示了终极控制人两权分离和机构投资者在提高会计盈余稳健性中的作用,也提供了两者对会计稳健性正反作用的直接证据。

本文的研究结论具有如下的理论与政策含义:①研究会计稳健性时间序列特征以及经济后果时,需要考虑上市公司两权分离和投资者机构的影响;②在中国的资本市场上,由于国家积极的发展机构投资者,整个市场上的参与结构已经发生了巨大的改变,那些具有行业投资特征的机构投资者已经发挥了积极的治理作用;③为了提高上市公司会计稳健性,进而降低信息不对称和解决委托代理问题,国家应该大力支持具有行业专长的机构投资者发展,提高该类投资者在整个市场参与者中的比重,进而更大程度上发挥提升会计稳健性的作用。

参考文献

- [1] 陈胜蓝,魏明海. 董事会独立性、盈余稳健性与投资者保护[J]. 中山大学学报(社科版), 2007,47(2):96-102.
- [2] 程书强. 机构投资者持股与上市公司会计盈余信息关系实证研究[J]. 管理世界,2006(9): 129-136.
- [3] 李远鹏,李若山. 是会计盈余稳健性,还是利润操纵?——来自中国上市公司的经验证据[J]. 中国会计与财务研究,2005,7(3):1-56
- [4] 李维安,李滨. 机构投资者介入公司治理效果的实证研究——基于 CCGI 的经验研究[J]. 南开管理评论 2008(1):4-14.
- [5] 夏冬林,朱松. 基于应计项与现金流关系的会计稳健性研究[J]. 当代财经,2009(5):98-102.
- [6] 姚颐,刘志远. 机构投资者具有监督作用吗? [J]. 金融研究 2009(6):128-143.
- [7] 王琨,肖星. 机构投资者持股与关联方占用的实证研究[J]. 南开管理评论 2005,8(2): 27-33.
- [8] Almazan A, Hartzell J C and Starks L T. Active institutional shareholders and costs of monitoring: evidence from executive compensation[J]. Financial Management, 2005, 34: 5-34.
- [9] Ball R, Robin A, and Wu J. Incentives versus Standards: Properties of Accounting Income

- in Four East Asian Countries[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2003, 36: 235-270.
- [10] Ball R, and Shivakumar L. Earnings quality in U. K. private firms: comparative loss recognition timeliness[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2005, 39(1): 83-128.
- [11] Ball R, Kothari S P, and Robin A. The Effect of international institutional factors on properties of accounting earnings[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2000, 29: 1-51.
- [12] Basu S. The conservatism principle and the asymmetric timeliness of earnings[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 1997, 24: 3-37.
- [13] Berle A A, and Means G C. *The Modern Corporation and Private Property*[M]. New York, Macmillan Bolton Patrick & Ernst-Ludwig, 1932.
- [14] Borokhovich K A, Brunarski K, Y. S. Harman, and R. Parrino Variation in the monitoring incentives of outside stockholders[J]. *Journal of Law and Economics*, 2006, 49: 651-680.
- [15] Brickley J A, Lease R C, and Smith Jr. C W. Ownership structure and voting on antitakeover amendments[J]. *Journal of Financial Economics*, 1988, 20: 267-291.
- [16] Bushee B. The influence of institutional investors on myopic R&D investment behavior[J]. *Accounting Review*, 1998, 73: 305-333.
- [17] Bushman R M, Piotroski J D, and Smith A J. Capital allocation and timely accounting recognition of economic losses[R]. University of North Carolina and University of Chicago, 2006.
- [18] Claessens S, Djankov S, and Lang L. The separation of ownership and control in East Asian corporations[J]. *Journal of Financial Economics*, 2000, 58: 81-112.
- [19] Claessens S, Djankov S, Fan J, and Lang L. Disentangling the incentives and entrenchment effects of large shareholdings[J]. *Journal of Finance* 2002, 57: 2741-2771.
- [20] Dechow P M. Accounting earnings and cash flows as measures of firm performance: the role of accounting accruals[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 1994, 18(1): 3-42.
- [21] Fan J, Wong T J. Corporate ownership structure and the informativeness of accounting earnings in East Asia[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2002, 33(3): 401-425.
- [22] Francis J R, Maydew E L, and Sparks H C. The role of Big 6 auditors in the credible reporting of accruals[J]. *Auditing: A Journal of Practice & Theory*, 1999, 18: 17-34.
- [23] Hartzell J, Starks L. Institutional investors and executive compensation[J]. *Journal of Finance*, 2003, 58: 2351-2374.
- [24] Haw I M, Hu B, Hwang L S, and Wu W. Ultimate ownership, income management, and legal and extra-legal institutions [J]. *Journal of Accounting Research*, 2004, 42 (2): 423-462.
- [25] Holthausen R. Testing the relative power of accounting standards versus incentives and other institutional features to influence the outcome of financial reporting in an international

- setting[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2003, 36: 271-283.
- [26] Kahn C, Winton A. Ownership structure, speculation, and shareholder intervention[J]. *Journal of Finance*, 1998, 53: 99-129.
- [27] La Porta R, Lopez-de-Silanes F, and Shleifer A. Corporate ownership around the world[J]. *Journal of Finance*, 1999, 54: 471-517.
- [28] Lee K W. Corporate voluntary disclosure and the separation of cash flow rights from control rights[J]. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 2007, 28: 393-416.
- [29] Leuz C, Nanda D, and Wysocki P D. Earnings management and investor protection: an international comparison[J]. *Journal of Financial Economics*, 2003, 69: 505-527.
- [30] Maug E. Large shareholders as monitors: is there a trade-off between liquidity and control? [J]. *Journal of Finance*, 1998, 53: 65-98.
- [31] Shleifer A, Vishny R W. Large shareholders and corporate control[J]. *Journal of Political Economy*, 1986, 94(3): 461-488.
- [32] Watts R. Conservatism in accounting part I: explanations and implications[J]. *Accounting Horizons*, 2003, 17: 207-221.

机构投资者能够提高公司价值吗？^①

——来自上市公司要约收购的证据

龙振海

摘要 文章在机构投资者产生的机制设计的框架下，以我国沪深两市 2005～2008 年发生的要约收购事件为研究对象，实证分析了机构投资者对公司价值的影响。研究发现：①在要约收购的交易期，要约收购宣告前机构持股比例高的公司比机构持股比例低的公司，在要约宣告后的累计异常回报低；②在要约收购后的整合期，机构投资者的持股并不能显著提高目标公司的价值。这表明，目前机构投资者在我国还没有充分发挥积极的治理作用，并不能显著改善持股公司的价值，主要还是遵循金融逻辑对资产组合进行调整。

关键词 机构投资者，公司价值，要约收购

1 引言

自 1998 年以来，以证券投资基金为主要代表的中国机构投资者，经过多年的迅猛发展，截止到 2008 年 5 月在股市的投资比例已经接近整个流通市值的 50%，对资本市场产生的影响也日益明显。2004 年《国务院关于推进资本市场改革开放和稳定发展的若干意见》指出，希望通过机构投资者的介入，改善我国股票市场的投资结构，依靠市场力量推动上市公司的进一步发展。然而，机构投资者能否奉行积极的治理行为，有效地参与公司治理并提高公司价值，至今国内外还没有形成统一的认识。尤其我国机构投资者发展起步比较晚，机构本身的发展还不完善，有关机构投资者直接参与公司治理并显著改善公司业绩的证据还很少，这就使得我们对机构投资者在公司治理方面的有限认识与机构投资者逐渐增强的股票市场的地位形成了鲜明的对比，在这一方面加强研究将对我国资本市场的发展大有裨益。

正如国外学者 Useem(1996)在他的《公司重组》一书中所述：“机构投资者正在迫切要求关于目标公司产品 and 业绩更多更好的信息。他们寻求与公司高层的私人接触，要求巡视公司的经营场所。他们针对公司高层的薪酬和经理继任发表意见。”并且得出结论：现在经理人资本主义已经被股东资本主义所替代，机构投资者正在要求更直接的对公司

① 本篇论文主要内容已发表在《南开管理评论》2010 年第 4 期上。

的影响。尽管上述描述是针对美国机构投资者的发展,但是其本身发展的内在的规律性是不会改变的,可以预测随着机构投资者在我国股票市场地位的逐渐增强,其在资本市场上的声音将越来越大。针对以上情况,本文认为有必要重新考察机构投资者在我国资本市场上的作用,以弥补国内理论界的研究不足。基于此,本文巧妙构思以上市公司当中发生要约收购的情况为研究背景,分析机构投资者能否积极地参与治理并提高公司价值。选取此研究背景的主要原因,不但此种情况公司股份交易量大并且信息透明度高,而且最主要的是剔除了非市场因素(协议收购更多的是非市场行为的影响)对公司价值的影响,从而更能够清晰地辨别机构投资者的市场化作用效果。

已有的财务、金融领域的研究表明,西方成熟的市场经济机制为机构投资者积极干预提供了天然的制度环境。在这样的环境里,机构投资者可以更加自由地行使股东的权利,包括可以征集代理权、对公司经理提议并要求其解释合理性以及提议召开股东会议投票表决机构的建议等。然而,我国机构投资者的发展是一个自上而下的过程,不同于西方机构投资者的发展历程;而且我国证券市场控制权市场的缺失、上市公司股权结构的特殊性和公司治理严重的缺陷,这些都将间接影响到机构投资者作用的发挥。加之中国是一个新型的转型经济国家,目前面临着巨大的改革压力,法律体系、资本市场体系以及制度环境都处在动态调整过程当中,在这样的环境背景之下,机构投资者是否有足够的动力去积极行动?如果积极行动了,是否对公司有影响效果?这样的效果是提高了公司价值还是降低了公司价值?这些都将构成本文的研究目的。

以2005~2008年在中国沪深两市发生的全部要约收购事件为研究对象,运用经济和金融学的基本理论,本文对上述问题进行了实证检验。研究发现,从(-90,30)的窗口期来看,机构投资者对上市公司要约收购的行为产生了影响,但是其影响是降低了目标公司股票的价格;本文又从并购后公司业绩的角度考察了机构持股对上市公司要约收购完成之后整合期的影响,结果表明机构投资者的作用只是整合初期有负面影响,而之后则对持股公司价值没有影响。这表明,机构投资者在我国现有的制度变迁的环境之下,还没有发挥长期的积极治理效果;短期来看,有负面作用,主要表现的是短期业绩压力下的投机获利心态。

本文的研究主要有以下两个方面的贡献:首先,本文巧妙地选择了上市公司要约收购的背景,过滤了非市场化因素对机构投资者行动的影响,放大了机构投资者在股权市场上的声音,为我们理解当前机构投资者的作用效果提供了一个有益的视角。其次,本文一改以往只重视现有理论推演的研究方法,试图从机构投资者产生的机制设计的角度,解析了它们的作用机理。认为只有改变机构投资者的原始机制设计,才能从根本上发挥机构的积极作用。这对当前正确认识机构投资者的作用效果有积极的现实意义。

本文其他部分的安排如下:第二部分是有关机构投资者作用效果的国内外文献综

述;第三部分介绍本文研究假设的形成;第四部分是本文的研究设计;第五部分进行实证检验和对结果进行分析;最后是全文的结论和建议。

2 文献综述

关于机构投资者能否改进目标企业的公司治理状况并提高公司价值,是近三十年来各国理论学者研究的热点。由于西方资本市场比较成熟,机构投资者作用的研究较早,文献比较丰富,经过大致梳理可以总结为三个基本的观点。

第一种观点认为,机构大股东对公司治理有积极作用并且可以提高公司的价值。主要以 Shleifer 和 Vishny(1986),Maug(1998)和 Kahn 和 Winton(1998)为代表的一些学者,他们较早研究了机构投资者到底是出于共享收益而施加监督影响还是为了私人收益而进行简单的投机交易的基本选择问题,结果表明某些机构可能会积极地参与监督活动进而提高目标公司治理水平增加企业的价值。此外,西方学者 Brickley, Lease 和 Smith(1988);Agrawal 和 Mandelker(1990);Bushee(1998);Hartzell 和 Starks(2003);Almazan, Hartzell 和 Starks(2005),Borokhovich, Brunarski, Harman 和 Parrino(2006)分别从持股公司的反接管议案、研发费用的投资决定以及 CEO 的薪酬视角证明了做长线并且重仓的机构投资者对持股公司产生了积极的治理作用。McConnell 和 Servaes(1990)发现了持股公司的托宾 Q 值和机构持股比例有正相关关系,进而直接证明了机构持股可以提高公司价值。而以 Chidambaran 和 John(1998)为代表的学者认为,机构大股东扮演的是信息传递者的角色,将企业的内部信息传递到资本市场,并认为作为大股东的机构投资者有很强的信息处理优势并且便于从管理层得到内幕信息,这在一定程度降低了资本市场上的信息不对称程度,增加了企业信息的透明度,进而强化了外部对企业的监督。Chen, Harford 和 Li 在 bushee 分类的基础上,按照机构投资者与上市公司的业务关联性、持股时间的长短、持股比例对机构进行详细的分类,最终指出那些持股在一年以上、重仓并且与目标公司无商业关系的机构投资者才能起到对公司监督的作用。

第二种观点认为,机构大股东对公司治理有消极作用。首先,学者 Lipton 和 Rosenblum(1991),Wohlstetter(1993)认为机构投资者没有管理企业的相关技能与经验,不太可能改进企业的决策;其次,机构投资者存在明显的短视性,不利于企业长期目标的实现;Murphy 和 Van Nuys(1994)认为,机构投资者的目标与企业价值最大化的目标并不一致,机构投资者的目标常常包含了社会性或政治性的因素,因此机构投资者并没有积极治理公司的动机反而会对持股公司有负面影响。Gorton 与 Matthias(1999)认为,由于机构投资者自身同样存在着治理问题,因而在公司治理中,它很难提供良好的监督作用。因此,他们认为机构大股东不但无益于改善公司治理,同时还会对公司治理带来一

定程度不利的影响。Hellman(2005)主要是从机构投资者获取信息的视角来研究机构是否有参与改进投资公司治理的能力。实证结果表明,机构设计本身是以金融市场逻辑来运作基金投资组合的,而很少利用投资公司的信息,其信息来源主要是依靠外部咨询顾问和过分强调每季电子表单模型的刷新。反过来看,机构依靠这些有风险的信息去影响目标公司行为是不适合的。如果假设机构对目标公司治理有改善作用的话,那么机构的那些风险信息来源无疑将对上市公司的管理方造成负面影响。

第三种观点认为,机构股东的参与对公司没有显著的影响。学者 Wahal(1996)在研究中发现,养老基金积极参与公司治理的效果并不明显,即实证的结果没有证明养老基金的积极参与可以改进公司的绩效。Karpoff, Malat 和 Walkling(1996)研究了机构股东提案与公司市值的相关性,结论是机构股东提案与公司市值不存在显著的相关性。Smith(1996)认为股东积极主义影响公司治理的衡量指标有两种,一是引起公司治理发生机构投资者所希望变化的成功概率;二是积极主义所导致的敌意收购等变化。他据此分析了1987~1993年间51家公司因CalPERS的积极主义对公司治理的影响。研究表明,在样本期的后面五年,72%的目标公司或者采用了机构投资者建议的治理解决方案,或者其治理的变化足以保证解决问题。成功的公司治理与股价之间存在显著的正相关,而营运绩效的变化在统计上并不显著。Mehran(1995)同样没有发现公司业绩与外部股东(包括个人和机构投资者)的持股有关系。

从国内研究现状看,主要是在借鉴西方研究方法的基础上研究中国机构投资者的治理作用问题。现有的文献大致可以分为三大类。第一类主要是理论性地介绍国外机构投资者的发展以及发挥治理作用的条件,并提出我国应该引入机构投资者进而发挥公司治理作用提高公司价值。该类主要是采用规范研究的方法,注重国外研究结果的介绍和国内机构投资者发挥治理作用条件的研究,这方面的学者有:唐正清、顾慈阳(2005),王永海(2007),许广义、薛飞(2005),刘丽萍(2008)。

第二类主要是支持机构投资者已经在我国起到了治理作用,提高了公司价值,代表性的学者有王琨、肖星(2005),他们检验了机构投资者持股能否有效降低我国上市公司资金被关联方占用的程度。结果表明,前十大股东中存在机构投资者的上市公司被关联方占用的资金显著少于其他公司,同时机构投资者持股比例的增加与上市公司被关联方占用资金的程度呈显著负相关。程书强(2006)从机构投资者持股和上市公司盈余信息关系的视角出发,分析机构投资者在公司治理中的作用,研究发现盈余信息及时性与机构持股比例正相关。机构持股比例越高,越能有效抑制操纵应计利润的盈余管理行为,增强盈余信息真实性,说明机构持股参与公司治理能够改善公司治理结构,使上市公司的经营更加规范、有效。李善民、王彩萍(2007)检验了我国机构投资者持股对上市公司高级管理层薪酬的影响。研究结果表明我国机构投资者能够积极参与公司治理并影响上市公司高管的薪酬水平。王彩萍(2007)研究了机构投资者与控制权转移关系,发现在

2003年控制权转移事件之后,机构持股已经能够影响公司治理并发挥一定的监督作用。吴晓晖、姜彦福(2006)采用面板数据模型(Panel Data)及混合截面数据模型(Pooling Data)考察了机构投资者对独立董事治理效率的实际影响。发现引入机构投资者后,独立董事治理效率发生显著的提升,而且在机构投资者长期持股的样本中,机构投资者持股比例与后一期独立董事比例显著正相关,从而证实了机构投资者在促进独立董事制度建设上的积极作用。李维安、李滨(2008)采用了面板数据和截面数据计量方法研究了机构投资者参与上市公司治理效果,结果表明机构在提升上市公司治理水平方面发挥了重要的作用,降低了上市公司的代理成本,机构投资者持股比例与公司绩效和 market 价值之间显著的正相关关系。

第三类支持在我国机构投资者还没有发挥出积极的治理效用。主要的研究有:姚颐、刘志远、王健(2007)对我国股权分置改革过程中,机构投资者参与表决的结果进行了实证研究,当股改存在巨大利益诱惑的时候,机构投资者与上市公司间存在战略合作假说,并没有实现对中小投资者利益的保护。

3 研究假设

由以上文献综述,我们可以发现机构投资者能否发挥积极的治理作用增加公司的价值,国内外的学者还没有形成统一的认识,还存在相互矛盾的结论。为了更好地解释这种矛盾结果,本文在机构投资者产生的机制设计的框架下研究机构投资者对公司价值的影响。图1描述了机构投资者产生的基础机制,其中主要包括两层基本关系。第一层关系是资金提供者和机构投资者的关系,其机制设计关系是机构投资者为投资者利益的行为遵循金融市场逻辑,Johansson, Ostman(1995)

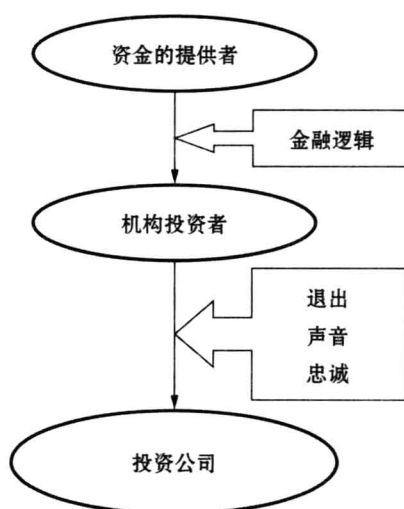


图1 机构投资者初始机制设计图

指出金融市场逻辑的具体表现是机构投资者将持续检查是否通过改变资产组合配置能够达到预期的回报率(包括风险的考虑)。第二层关系是机构投资者与投资公司之间的关系,包括退出、声音和忠诚于目标公司。其中,声音指机构投资者利用股权去改变公司的行动,退出暗示用脚投票,忠诚暗示保持安静并且不卖出股权。金融逻辑往往支持退出机制,也就是机构投资者不想参与公司治理,而是想可以在任何时候自由地改变投资组合。与此同时,随着机构投资者影响力的增加将促使他们更加积极地参与公司治理活动(选择声音机制)。然而,一方面我国现阶段

资本市场发展还不完善，上市公司绝大部分是原来的国有企业改制而成的，国有股比重很大，公司治理的主要问题是大股东对中小股东利益的侵害问题。现实的表现是大股东有绝对的公司控制权，中小股东行使股东权利的能力非常有限。尽管当前机构投资者持股比例已经占据上市公司流通股总数的一半，然而上市公司当中绝大部分是不能流通上市的国有股权。虽然我国从2005年开始分期分批地进行了上市公司股权分置改革，但是国有股参与上市的制度安排还没有理顺，还存在诸多影响国有股参与上市流通障碍，股权分置改革还存在时间滞后的效应。因此，可以看出我国的中小投资者参与资本市场的机制还没有完全形成，加之政府在中国的社会生活和经济生活中的强势地位，监管力量和法律约束难以限制政府权力(夏立军、方轶强,2005)，上市公司经理薪酬较多地受到政府管制(陈冬华,2005)，这就导致了上市公司的经理利益很难与股东利益相协调，更可能无视机构投资者的股东积极主义行为，同时机构投资者采取股东积极主义的行为也将受到更多的限制。另一方面在我国以基金为主要代表的机构投资者，长期处于短期业绩排名的压力之下，现有的排名机制以及众多投机获利投资者的存在，迫使机构投资者更加注重短期业绩的优劣。基于以上两方面的压力，理性的机构投资者将更可能遵循的金融逻辑，因而更可能的选择是退出机制。在上市公司要约收购交易期的过程中，根据信号传递理论，如果大多数投资者发现要约收购前公司被机构持股的比例比较高，理性的投资者认为会对公司产生较大负面影响，因此将显著影响目标公司要约宣告后的股价降低股票的累积异常回报率。由此推出本文的假设1。

假设1 在要约收购的交易期内，要约收购宣告前机构持股比例高的公司比机构持股比例低的公司，在要约宣告后的累计异常回报低。

由以上的分析，可以看出理性的机构投资者更可能选择是遵循金融逻辑进行资产配置，而遵循金融逻辑往往支持退出机制，即不参与投资公司的积极治理。由此推出本文的假设2。

假设2 在要约收购后的整合期，机构投资者的持股并不能显著提高目标公司的价值。

4 研究设计

4.1 样本选择

本文对机构投资者的选择主要是考虑金融类机构投资者，由于我国金融类机构投资者主要是以基金为主，因此本文对机构投资者定义仅包括基金这一类别。为了排除其他的非市场因素对研究结果的影响，本文选取了收购兼并中的要约收购这一类别作为研究对象，主要原因在于要约收购行为更接近完全市场行为，其他的自愿出售等协议收购并

非完全的市场化行为,与机构投资者的治理作用相关性不大。要约收购基本数据来源于国泰安(CSMAR)数据库中的《中国上市公司并购重组研究数据库》2009年版。该数据库在2005~2008年之间共发生要约收购事件34起,其中沪市发生16起,深市18起。共涉及沪深两市上市公司25家,其中深市15家,沪市10家。其中,研究样本公司中的日回报率数据来源于锐思数据库,其他的财务类数据来源于国泰安(CSMAR)数据库中的《上市公司财务指标分析数据库》2009年版。

此外,我们对上市公司财务数据和机构投资者持股数据进行了随机抽样并与上市公司披露的会计报表进行比对,结果表明数据库提供的样本数据信息与公开报告信息一致,进一步验证了数据的可靠性。

4.2 核心变量度量

1) 假设1事件研究变量的度量

在验证本文的假设1时,由于要考虑短期机构投资者对要约收购公司的影响,所以本文采用了事件研究的方法,具体选择要约收购前后(-90,30)为研究的窗口期,考虑公告后累计异常回报在不同机构持股比例的公司之间有显著差别。具体的上市公司累计异常回报(CAR)的度量如下。

度量累计异常收益的前提要件是度量正常收益率。本文使用同期沪深300指数的日收益率作为正常的收益率,记为 $E(R)$ 。各天异常回报率以如下方法度量:

$$AR_{it} = R_{it} - E(R_{it})$$

式中: AR_{it} 表示股票 i 在第 t 日的异常回报率, $E(R_{it})$ 表示股票 i 在第 t 日的预期正常收益率, R_{it} 表示股票 i 在第 t 日的实际回报率。相应地,窗口期每期的平均异常回报为

$$\overline{AR} = \sum_i AR_{it} / n$$

式中: n 表示 t 日的样本数;最后,累计异常回报率的计算方法如下:

$$CAR = \sum \overline{AR}$$

2) 假设2回归模型核心变量的度量

本文中的因变量为公司的市场价值,并用托宾 Q 值(公司总市值/资产重置成本)作为衡量公司价值的指标。公司总市值为流通股市值、非流通股价值与公司负债价值之和。由于很难准确度量非流通股的价值,现有的做法或者按照流通股的价值来计算,或者以每股净资产来计算。本文选择后者的方法。负债的市值用负债的账面价值代替,资产的重置成本用公司总资产的账面价值代替。笔者分别选择要约宣告日所在季度的下一个季度末和第二个季度末的 Q 值与宣告前最近的季度末的 Q 值的差作为最后的回归模型的因变量。

本文中回归模型的解释变量主要有四个变量。选择了在公司要约收购宣告日前最

近季度末的机构持股比例，记为 $instate$ ；要约收购日所在的季度末与宣告前季末的机构持股比例变化的虚拟变量，记为 $NDshare(0)$ ，如果持股比例增加则为 1，否则为 0；要约收购日所在的季度的下一个季度末与宣告前季末的机构持股比例变化的虚拟变量，记为 $NDshare(1)$ ，如果机构持股比例增加则为 1，否则为 0；要约收购日所在的季度开始的第二个季度末与宣告前季末的机构持股比例变化的虚拟变量，记为 $NDshare(2)$ ，如果机构持股比例增加则为 1，否则为 0。

在分析机构持股对目标公司价值影响时，需要控制其他变量的影响。具体包括，公司规模 ($LNSIZE$)，即公司季末账面总资产的对数值。根据 morck(1988)，公司的规模也会影响公司价值；公司的成长性 (REV)，国外用于衡量成长性的变量很多，典型的有资本支出与销售的比例、研发费用与销售总额的比例、营业收入的增长比例、盈利价格比等。考虑到现阶段上市公司普遍关注自身业绩的特点，而反映公司重要的业绩潜能的主要是公司的核心主业收入，因此，本文选择主营业务收入增长比例作为衡量公司成长性的指标。成长性越佳的公司，其价值也就越大；公司的资产负债率 (AL)，本文用季度末的资产负债率来衡量。此外，本文还控制了行业和年份对公司价值的影响，具体用行业虚拟变量 (IND)，用来控制行业因素的差别对公司价值的影响，具体按照中国证监会发布的行业分类标准把公司分为国家垄断性行业和非垄断行业两种。年份虚拟变量 ($YEAR$)，用来控制宏观经济环境变化的影响，具体引入 $YEAR(07)$ 、 $YEAR(08)$ 两个年份虚拟变量。

3) 研究模型

$$\text{模型 1: } \Delta Tobin'q = cons + a_1 \times instate + a_2 \times NDshare(0) + a_3 \times NDshare(1) + a_4 \times LNSIZE + a_5 \times REV + a_6 \times AL + a_7 \times IND + a_8 \times YEAR(07) + a_9 \times YEAR(08) + \epsilon$$

$$\text{模型 2: } \Delta Tobin'q = cons + a_1 \times instate + a_2 \times NDshare(0) + a_3 \times NDshare(2) + a_4 \times LNSIZE + a_5 \times REV + a_6 \times AL + a_7 \times IND + a_8 \times YEAR(07) + a_9 \times YEAR(08) + \epsilon$$

5 实证结果与分析

在具体的分析实证结果前，首先需要区分两个假设当中，要约收购事件的交易期和整合期的划分。关于这个问题，本文采用了高良谋(2003)在《购并后整合管理研究》一文中的划分方法，即：以购并公告日和购并后最近季度末之间的这段时间为交易期；以购并后最近季度末以后的时间段为整合期。

5.1 假设 1 的实证检验结果和分析

本文计算了要在要约收购公告日前后 $(-90, 30)$ 的窗口期内的目标公司的累积异常回

报率(见图2)。图2描述了所有样本公司在窗口期内的累计异常回报的走势,从宣告日前的曲线来看,CAR值变动比较平稳,没有发现公司要约收购消息泄露的表现;同时在宣告日后,累计异常回报有大幅度的提升,这与现有文献的结果是一致的,即并购交易中目标公司的股票收益将有大幅度的提高。因此,表明本文整体的研究结果是合理的。为了考察机构投资者持股比例的高低对目标公司累计异常回报率的影响,本文分别按照在要约宣告前机构是否持股以及持股比例的高低进行分组比较,具体参见图3和图4。从图3的比较图示中,可以发现在要约收购宣告日后,无机构持股公司股票的累计异常回报率显著高于有机构持股的公司股票。在进一步的研究中,本文又把有机构持股的公司股票按照持股比例的高低等分为四组,其中图4主要比较了持股比例最高组和最低组之间的差别,结果表明宣告后高机构持股的公司股票累计异常回报远低于低持股公司的股票,从而验证了本文的假设1。

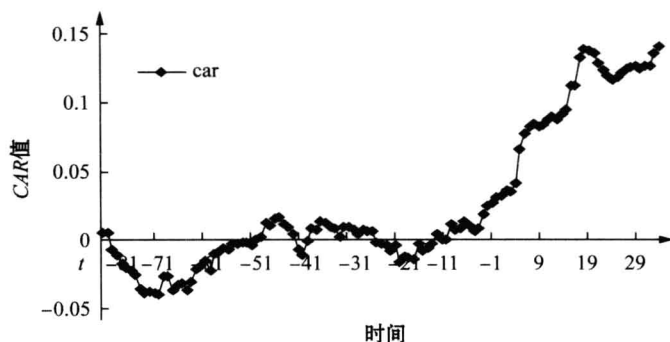


图2 要约公告窗口期累计异常回报趋势图

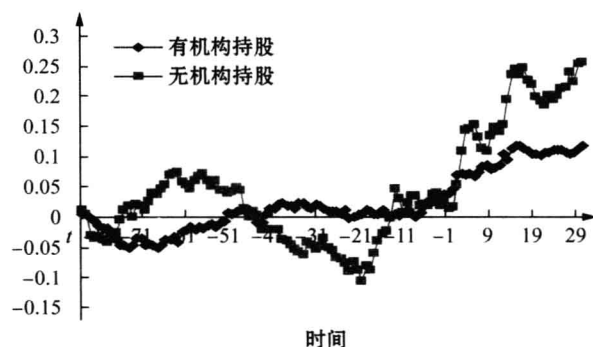


图3 有无机构持股累计异常回报比较图

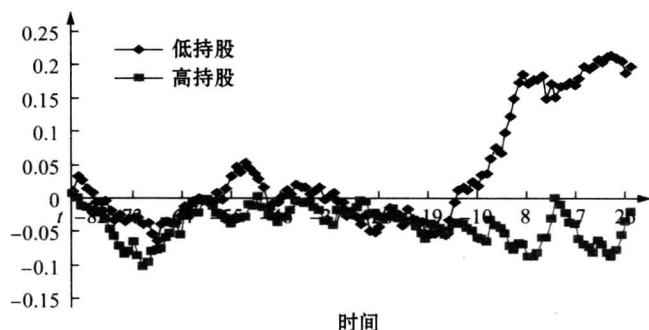


图4 机构持股高低累计异常回报比较图

5.2 假设2的实证检验结果和分析

1) 描述性统计

从表1和表2的描述性结果来看,在回归模型当中,要约宣告日前公司机构持股比例在研究样本中变化较大,从最小值0.04%到最大值85.7%。表1的 $Ndshare(1)$ 的均值为0.4,表2的 $Ndshare(2)$ 的均值为0.45,两者都表明在要约收购的整合期,大部分的机构缩减了目标公司的持股比例,也就印证了机构采用了金融逻辑选择了退出公司而不是去积极地参与治理,这就初步证明了在整合期,机构投资者可能对持股公司的价值无影响。

表1 模型一主要变量描述性统计

变量	均值	标准偏差	最小值	最大值
$LNSIZE$	12.46	1.81	10.66	17.88
REV	0.20	0.37	-0.71	1.16
IND	0.25	0.44	0	1
$Year07$	0.29	0.46	0	1
$Year08$	0.21	0.41	0	1
$instat$	0.24	0.29	0.00	0.86
$Ndshare(0)$	0.50	0.51	0	1
$Ndshare(1)$	0.40	0.50	0	1
LEV	0.54	0.21	0.08	0.79

表 2 模型二主要变量描述性统计

变量	均值	标准偏差	最小值	最大值
<i>LNSIZE</i>	12.04	2.85	2.38	17.90
<i>REV</i>	0.14	0.42	-0.66	0.91
<i>IND</i>	0.25	0.44	0	1
<i>Year07</i>	0.29	0.46	0	1
<i>Year08</i>	0.13	0.34	0	1
<i>instate</i>	0.24	0.29	0.00	0.86
<i>Ndshare(2)</i>	0.45	0.51	0	1
<i>LEV</i>	0.54	0.21	0.07	0.82
<i>Ndshare(0)</i>	0.50	0.51	0	1

2) 回归结果的分析

表 3 机构持股与公司价值的回归结果

变量	模型一		模型二	
	1	2	3	4
<i>Intercept</i>	-4.4470 (-1.50)	-4.1878 (-0.98)	-0.4868 (-0.81)	-3.8339 (-1.34)
<i>instate</i>	0.9805 (0.63)	1.0766 (0.59)	0.5806 (0.93)	0.4958 (0.27)
<i>NDshare(0)</i>	-0.4200 (-0.51)	-0.6733 (-0.65)	0.4176 (1.36)	2.0602 (1.80)
<i>NDshare(1)</i>	-2.4461** (-2.94)	-2.3356** (-2.28)		
<i>NDshare(2)</i>			0.4591 (1.17)	0.3662 (0.27)
<i>LNSIZE</i>	0.2996 (1.17)	0.3275 (0.83)	0.0198 (0.41)	0.2064 (1.21)
<i>REV</i>	3.8560*** (3.27)	4.2090** (2.32)	0.8632* (1.91)	6.6818** (3.45)
<i>AL</i>	-0.8250 (-0.38)	-1.1546 (-0.40)	-1.5176** (-2.36)	-6.6274** (-2.61)

(续表)

变量	模型一		模型二	
	1	2	3	4
IND		控制		控制
YEAR07		控制		控制
YEAR08		控制		控制
校正 R^2	0.5166	0.3936	0.5656	0.6355
F	4.38**	2.37*	4.26**	4.10**

注：括号中的数值为 t 值；***，**，*分别表示通过 1%，5%，10% 的显著性检验。

表 3 列示了要约收购整合期机构持股对上市公司价值模型的回归结果。首先从四个回归方程的 F 值来看，最小的为 2.37，其他的都在 4 以上，表明四个回归方程总体通过了显著性检验。其中，第 1~2 栏是模型一回归的结果。比较 1 栏和 2 栏的回归结果可以发现，行业和年份变量控制前后，两个方程变量的符号和显著性基本一致，并且观测变量 $NDshare(1)$ 在 5% 的水平上显著为负，表明机构持股的增加而目标公司的价值反而减少，也就是说，机构对公司的价值有反向作用。这可能的解释是要约收购整合初期还在一定程度上受到要约收购交易期效应的影响，使得机构持股与企业价值变动成反向关系。第 3 栏和第 4 栏是模型二回归的结果。通过比较可以发现，行业和年份变量控制前后，模型变量符号和显著性基本一致，两个回归结果都表明除了资产负债率和成长性两个指标显著之外，其他的变量都不显著。尽管两个方程的观测变量 $NDshare(2)$ 都为正，即机构持股与公司价值有正向关系，但是都不显著。从而说明从整合初期末开始，机构持股的变动对持股公司价值没有明显的影响。这就在一定程度上证明了本文的假设 2。

5.3 稳健性检验

1) 模型内生性检验

前面的分析结果表明，机构投资者持股在交易期内以及交易期之后半年对公司价值有负面影响，且在交易期之后一年对公司价值无影响。但是，在以上的回归分析当中，没有考虑机构持股与公司价值之间内生性的问题，在一定程度上削弱了研究结论的可靠性。为了减少内生性对研究结论的影响，本文建立如下联立方程：

$$\begin{aligned}
 \Delta Tobin'q(t+1) &= cons + a_1 \times Var(t) + a_2 \times LNSIZE + a_3 \times REV + a_4 \times LEV + \\
 &\quad a_5 \times IND + a_6 \times YEAR(07) + a_7 \times YEAR(08) + \epsilon Var(t) \\
 &= cons + a_1 \times \Delta Tobin'q(t-1) + a_2 \times LNSIZE + a_3 \times REV + a_4 \times \\
 &\quad LEV + a_5 \times IND + a_6 \times YEAR(07) + a_7 \times YEAR(08) + \epsilon
 \end{aligned}$$

联立方程中变量的定义与研究设计中的一致，但是在第一个模型当中以机构持股变动下

一季末的公司价值变动作为因变量,以本期机构持股的变动作为观测变量;在第二个模型当中以本期的机构持股变动作为因变量,以上一季末的公司价值变动作为观测变量。两个模型当中的 Var 表示 $NDshare(1)$ 和 $NDshare(2)$,这样实际上形成了四个回归方程,具体结果见表 4。由于在联立方程组中,第二方程的因变量是一个两值变量,我们遵循现有的统计回归方法,用 Logit 方程进行回归。从表 4 可以看出,模型一表明在要约交易期之后半年确实是机构持股对公司价值产生了负面作用,机构并没有表现出被动的用脚投票的行为;模型二的两个回归方程结果表明随着时间的推移,机构投资者并没有表现出对公司价值显著的影响,而是偏好于公司价值增加的公司。以上分析表明,即使在考虑内生性问题的情况下,本文的研究结论同样是成立的。

表 4 联立方程回归结果

变量	模型一		模型二	
	1	2 Δ	1	2 Δ
<i>Intercept</i>	-5.12 (-1.38)	4.72 (1.94)	-2.62 (-0.09)	2.78 (0.53)
$\Delta Tobin'q$		4.22 (1.31)		0.02* (1.70)
$NDshare(1)$	-2.36* (-2.50)			
$NDshare(2)$			2.07 (0.18)	
$LNSIZE$	0.37 (1.00)	-0.40 (1.09)	0.28 (0.13)	-0.36 (1.09)
REV	4.18** (2.52)	-2.03** (2.49)	4.76** (2.34)	-0.05** (2.40)
LEV	-1.25 (-0.46)	3.17*** (3.19)	-22.87 (-0.87)	3.46* (1.69)
IND	控制	控制	控制	控制
$YEAR07$	控制	控制	控制	控制
$YEAR08$	控制	控制	控制	控制
校正 R^2 / 伪 R^2	0.45	0.13	0.19	0.24
$F/-2\lg L$	3.25**	12.49***	4.15**	23.28***

注: Δ 表示该模型是 Logistic 回归,括号中的数字为 wald 统计量;***,**, * 分别表示在 1%, 5%, 10% 的水平上统计显著(双尾检验)。

2) 事件研究稳健性检验

在事件研究当中,累计异常回报采用的是沪深 300 指数的日收益率作为正常收益,

考虑到我国资本市场行业联动的特性,为了更加准确地衡量关键变量,排除变量指标的选取对研究结果的影响,本文同时也采用 $NR=a+b\times R$ 的方法来衡量正常的收益率,具体是通过窗口期前 120 个交易日来估计正常收益率,累计异常回报的其他计算同研究设计部分。由表 5 可以看出,在 $(-90,-50)$ 窗口期内,有机构持股的公司累积异常回报显著低于无机构持股的公司,但是在 $(-50,0)$ 内,这种情况发生反转,可能的原因是具有信息优势的机构投资者利用了要约收购的消息赚取了超额回报。在 $(0,30)$ 的交易期内,无机构持股的公司超额累积异常回报显著高于有机构持股的公司,这与前面的研究结论是一致的。单就机构持股的样本来看,低机构持股比例公司的超额累积异常回报在不同的持有期间内都显著高于高持股比例的公司,这同样与之前的研究结论是一致的。

总之,我们没有发现由于核心变量度量方法的改变而使研究结果不稳定的情况,这就在一定程度上验证了本文研究结论的正确性。

3) 公司价值稳健性检验

此外,在本文回归模型的度量中,公司价值采用了托宾 Q 值来衡量,由于研究样本期内样本公司存在流通股和非流通之分,对非流通股定价时采用的是每股净资产。为了排除定价方法的不同造成结论不稳定的现象,本文对非流通股按照流通股股价重新计算了托宾 Q 值,研究结论依然成立。考虑到我国资本市场处于发展阶段,属于弱势有效市场,上市公司估值可能存在较大的偏误,本文依据现有对公司价值衡量的方法选取净资产收益率作为替换指标,由于该指标属于会计指标,在一定程度上排除了资本市场错误定价的影响。本文把净资产收益率作为公司价值的度量重新回归了所有的模型,结果表明,模型的 F 值有所提高,观测变量 $NDshare(1)$ 更加显著,表明在交易期之后半年内机构具有较强的负面影响,同时 $NDshare(2)$ 仍然不明显,说明在交易期后机构持股并不能显著提高公司价值。总之,本文的研究结论具有一定的稳健性。

表 5 机构持股差异 T 检验结果

持有限限	机构有 持股公司	机构无 持股公司	T 检验	机构有 持股公司	机构无 持股公司	T 检验
	CAR 均值	CAR 均值		CAR 均值	CAR 均值	
$(-90,-50)$	-0.02	0.03	-0.05***	-0.04	-0.01	-0.03***
$(-50,0)$	0.01	-0.02	0.03***	-0.03	-0.01	-0.02***
$(-90,0)$	-0.002	-0.001	-0.001	-0.04	-0.01	-0.03***
$(0,30)$	0.10	0.18	-0.08***	-0.06	0.17	-0.23***
$(-90,30)$	0.02	0.05	-0.03**	-0.04	0.04	-0.08***

注:***,**分别表示在 1%,5%的水平上显著(双尾检验)。

6 结论

近年来,国内外的学者对机构投资者对持股公司的价值的影响进行了一系列的探索,取得了一些有价值的研究成果。然而,毕竟国内外的经济市场环境差别很大,并且国内关于机构的积极作用方面的研究结果的分歧还存在比较大的争议。因此,本文试图从机构投资者产生的原始机制设计入手,选取 2005~2008 年 4 年间沪深两市发生的要约收购事件为研究对象,分析机构投资者对持股公司价值的影响。研究发现:①在要约收购的交易期,要约收购宣告前机构持股比例高的公司比机构持股比例低的公司,在要约宣告后的累计异常回报低;②在要约收购后的整合期,机构投资者的持股并不能显著提高目标公司的价值。这表明,在当前阶段,机构投资者在我国还没有充分发挥积极的治理作用并不能显著改善持股公司的价值,主要还是遵循金融逻辑对资产组合进行调整。

根据本文的结论,我们认为:为了发挥机构投资者的积极作用,我国应进一步改革上市公司股东决策机制,赋予中小股东更大的决策权利,放松机构投资者对上市公司持股的比例限制,给机构投资者提供更加宽松的制度环境,降低机构投资者对企业积极治理的成本。这对于充分发挥机构投资者的积极作用,提高公司价值进而促进经济增长具有重要意义。

参考文献

- [1] 刘志远,花贵如. 政府控制、机构投资者持股与投资者权益保护[J]. 财经研究 2009(4): 119-130.
- [2] 高良谋. 购并后整合管理研究—基于中国上市公司的实证分析[J]. 管理世界,2003(12): 107-114.
- [3] 王琨,肖星. 机构投资者持股与关联方占用的实证研究[J]. 南开管理评论,2005,8(2): 27-33.
- [4] 程书强. 机构投资者持股与上市公司会计盈余信息关系实证研究[J]. 管理世界 2006(9): 129-136.
- [5] 李善民,王彩萍. 机构持股与上市公司高级管理层薪酬关系实证研究[J]. 管理评论,2007, 19(1):41-48.
- [6] 吴晓晖,姜彦福. 机构投资者影响下独立董事治理效率变化研究[J]. 中国工业经济,2006 (5):105-111.
- [7] 李维安,李滨. 机构投资者介入公司治理效果的实证研究[J]. 南开管理评论,2008(11): 4-14.
- [8] 王彩萍. 机构持股与控制权转移关系实证研究[J]. 山西财经大学学报,2007,29(5):90-96.

- [9] 姚颐,刘志远,王健. 股权分置改革、机构投资者与投资者保护[J]. 金融研究, 2007(11A): 45-56.
- [10] Almazan A, Hartzell J, Starks L. Active institutional shareholders and cost of monitoring: evidence from executive compensation[J]. *Financial Management*, 2005, 34: 5-34.
- [11] Borokhovich K A, Brunarski K, Harman Y S, and Parrino R. Variation in the monitoring incentives of outside stockholders[J]. *Journal of Law and Economics*, 2006, 49: 651-680.
- [12] Brickley J A, Lease R C, and Smith Jr. C W. Ownership structure and voting on antitakeover amendments[J]. *Journal of Financial Economics*, 1988, 20: 267-291.
- [13] Bushee B. The influence of institutional investors on myopic R&D investment behavior[J]. *Accounting Review*, 1998, 73: 305-333.
- [14] Chen X, Harford J, and Li K. Monitoring: Which institutions matter? [J]. *Journal of Financial Economics*, 2007, 86: 279-305.
- [15] Chidambaran N K, Kose J. Relationship investing: Large shareholder monitoring with managerial cooperation[R]. SSRN, 1998.
- [16] Gorton G, Matthias K, Rosen R. Eat-or-be-eaten: a theory of defensive merger waves[R], Working paper, SSRN, 1999.
- [17] Hartzell J, Starks L. Institutional investors and executive compensation[J]. *Journal of Finance*, 2003, 58: 2351-2374.
- [18] Hellman N. Can we expect institutional investors to improve corporate governance? [J]. *Scandinavian Journal of Management*, 2005, 21: 293-327.
- [19] Kahn C and Winton A. Ownership structure, speculation, and shareholder intervention[J]. *Journal of Finance*, 1998, 53: 99-129.
- [20] Karpoff J M, Malatesta P H, and Walkling R A. Corporate governance and shareholder initiatives: Empirical evidence[J]. *Journal of Financial Economics*. 1996, 42: 365-395.
- [21] Lipton M, Rosenblum S A. A new system of corporate governance: the quinquennial election of directors[J]. *University of Chicago Law Review*, 1991, 58: 187-253.
- [22] Maug E. Large shareholders as monitors: is there a trade-off between liquidity and control? [J]. *Journal of Finance*, 1998, 53: 65-98.
- [23] McConnell J, Servaes H. Additional evidence on equity ownership and corporate value[J]. *Journal of Financial Economics*, 1990, 27: 595-613.
- [24] Murphy K, Nuys K V. State pension funds and shareholder activism[R]. Harvard Business School, 1994.
- [25] Shleifer A, Vishny R W. Large shareholders and corporate control[J]. *Journal of Political Economy*, 1986, 94(3): 461-488.
- [26] Smith M P. Shareholder activism by institutional investors: Evidence from CalPERS[J]. *Journal of Finance*, 1996, 51: 227-252.
- [27] Useem M. Investor capitalism—how money managers are changing the face of corporate

America[M]. Basic Books, 1996.

- [28] Wahal S. Pension fund activism and firm performance [J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 1996, 31: 1-23.
- [29] Wohlstetter C. Pension fund socialism: Can bureaucrats run the blue chips? [J]. Harvard Business Review, 1993, 71: 78-102.

独立董事与上市公司盈余信息质量^①

胡奕明 唐松莲

摘要 独立董事是现代公司治理机制设计中的一个重要组成部分,目的在于减少公司的代理成本、保护中小投资者,同时提高董事会的决策能力。独立董事是否能够发挥监督和咨询作用,取决于两个方面:一是独立董事是否有能力独立;二是独立董事能否有效履职。这两个方面可以具体化为独立董事的专业背景、在董事会的占比、独立董事报酬和参会次数。本项工作考查了独立董事与上市公司盈余信息质量之间的关系,以盈余管理程度、深交所信息披露评级、盈余激进度和盈余稳健度的四个指标衡量上市公司盈余信息质量。我们发现,董事会中具有财务或会计背景的独立董事、在董事会中独立董事占比较高,上市公司盈余信息质量较好。独立董事参会次数越多,代表公司问题较多,相应地公司的盈余信息质量则较低。但是,我们没有发现独立董事报酬与公司盈余信息质量之间有显著关系。

关键词 独立董事,盈余信息质量,盈余激进度,盈余稳健度

1 引言

独立董事是现代公司治理机制设计中的一个重要组成部分,其作用是通过在董事会中引入与公司现有利益方没有关系的独立第三方,降低内部人控制,保护中小投资者利益,同时提高董事会的决策能力。一家公司治理状况好坏,信息披露质量如何是其重要标志。Cohen等(2002)的研究发现,不健全的公司治理机制导致更多的质量低劣的财务报告、盈余操纵,甚至公然的财务欺诈,而信息披露的好坏关键在于所披露信息的质量。而在上市公司的各类信息中,盈余信息是最为关键的,因此可以说,盈余信息质量的高低是公司治理健康与否的一个重要标志。独立董事作为公司治理机制的重要组成部分,与上市公司信息披露、盈余信息质量之间有什么关系,这是本文要回答的问题。

关于独立董事与上市公司财务信息质量,国外有不少这方面的研究工作。例如, Park 和 Shin(2004)对加拿大上市公司的研究发现,独立董事不能降低公司的盈余管理水平,但独立财务董事和来自投资机构董事的比重高能明显降低公司的盈余管理水平。

① 本篇论文部分内容已发表在《管理世界》2008年第9期上。

Klein(2002)对 687 家美国大公司进行检验,发现审计委员会的独立性与盈余管理之间存在非线性负相关关系,而审计委员会中独立董事占少数的公司更容易进行盈余管理。Peasnell, Pope 和 Young(2005)检验了英国公司盈余管理与独立董事以及审计委员会之间的关系,结果发现管理当局提高非正常应计项目以避免报告损失或盈利减少的可能性与董事会中外部董事的比重负相关。Chtourou 等(2000)的研究表明,增加利润的盈余管理与较大的独立董事比例显著负相关。此外,Dechow 等(1996)通过对违反公认会计准则 GAAP 的 92 家样本公司的实证研究发现,内部董事的比例越高,或公司董事长与总经理为同一人,以及公司未设立审计委员会的,越有可能因违反 GAAP 而受到 SEC 的处罚。Beasley(1996)对董事会成员构成与会计舞弊之间关系的实证研究表明,舞弊公司董事会成员中外部董事的比例显著地低于未舞弊公司。Wright 等(1995)的研究发现,审计委员会中内部董事与灰色董事的比例与财务报告质量负相关。

何顺文、黄家信(1998)的问卷调查表明,香港公司董事会中家庭成员的比例与公司自愿披露程度存在负相关,公司规模、审计委员会的设立与公司的自愿披露程度呈显著正相关。Chen 和 Jaggi(2000)对香港家族企业的研究表明,独立董事介入有助于对管理层和董事会的监督,也有利于促进家族企业的财务透明。但是他们的研究也表明,即使有独立董事的介入,家族企业的财务披露在质量和数量上也较非家族企业做得差。

国内在这方面也有一些研究。刘立国、杜莹(2003)以 1994 年至 2002 年 6 月因第一次公布年报即发生舞弊而被证监会处罚的 14 家上市公司为研究样本,发现执行董事、内部董事在董事会中比例越高,公司越有可能发生财务报告舞弊。梁杰等人(2004)的研究,以我国证券交易所成立至 2003 年 12 月 31 日期间被证监会公开查处的财务报告舞弊的上市公司为样本,发现内部人控制度、国家股比例、股权制衡度与财务报告舞弊显著正相关。叶康涛等(2007)考察了独立董事的引入能否有效抑制大股东的掏空行为,发现独立董事变量与大股东资金占用显著负相关。魏刚等(2007)的研究表明,独立董事的教育背景对公司业绩并没有正面的影响,同时发现有政府背景和银行背景的独立董事比例越高,公司经营业绩越好。

综合上述研究,关于独立董事与财务信息的研究主要集中在对上市公司盈余管理行为、舞弊行为、自愿披露、财务报告质量等方面,但是关于上市公司盈余信息质量方面的研究还很少。由于我国独立董事制度推行较晚^①,有关独立董事的研究总体偏少,尚未见

① 1997 年 12 月 16 日中国证券监督管理委员会发布的《上市公司章程指引》首次以规范性文件的形式将独立董事引入中国,2001 年证监会发布的《关于上市公司建立独立董事的指导意见》规定:“在 2002 年 6 月 30 日前,董事会中应至少包括 2 名独立董事;在 2003 年 6 月 30 前,董事会中应当至少包括三分之一独立董事。如有需要披露的事项,独立董事应发表意见。”2002 年 1 月证监会发布的《上市公司治理准则》规定:“审计委员会中独立董事应占多数并担任召集人。其职责包括审核公司的财务信息及其披露。”

有相关研究考查独立董事和上市公司盈余信息质量之间的关系。

本文研究独立董事与上市公司盈余信息质量之间的关系,对独立董事的考查主要关注两个方面:一是独立董事是否有能力独立,二是独立董事是否能够有效履职。独立董事是否有能力独立,与其专业能力、在董事会话语权的大小有关,而独立董事是否能够有效履职,则与独立董事获得的报酬、参会次数有关。对于上述几个方面,我们分别选择四个变量来衡量:独立董事的专业背景、在董事会中的占比、报酬水平以及参加董事会的会议次数。对上市公司盈余信息质量则选择了两个角度:信息披露质量和盈余信息质量。信息披露质量依据的是深交所信息披露评级,盈余信息质量则选用了三个指标:Jones修正模型(1991)下的盈余管理程度、Bhattacharya等人(2003)提出的“盈余激进度”和“盈余平滑度”。

本文的主要结论是,独立董事与上市公司盈余信息质量的高低有一定关系。我们发现,一些上市公司其独立董事有财务、会计专业背景、在董事会中占比较高,其盈余信息质量较好。独立董事参会次数越多,代表公司问题较多,相应地公司的盈余信息质量则较低。但没有发现独立董事报酬与盈余信息质量之间有显著的统计相关性。

2 假设发展

Fama和Jensen(1983)认为,独立董事通常有资格来选择、监督、考核、奖励和惩罚企业的经理层,其职责是通过减少经理人和股东之间的冲突来提高企业的效益,因而独立董事的主要功能是解决现代企业所面临的代理问题。独立董事能够通过评估经理层的业绩及表现,以确保其遵守有利于股东准则,防止其滥用权力,对内部人形成一定的监督制约力量,最大限度地维护所有股东权益。此外,独立董事对董事会决策还存在一定的影响,这得益于独立董事们特定的执业经验和专业背景。在英美国家,独立董事多是在其他公司担任要职的有名望的企业家、德高望重的社会名流,以及具有行业知识和专业才华的能够提供独立、客观观点的人。独立董事能够发挥这些作用,关键在于两个方面:其一、独立董事是否具有相对独立、客观的立场,以及特有的专业能力,表现在独立董事是否有能力对公司的问题发表专业的意见和是否具有足够的“话语权”(voice);其二,独立董事是否有尽职尽责的意愿以及履职情况如何,换句话说,即与独立董事从任职中获得的激励以及履职情况有关。

独立董事是否有能力对公司的问题发表专业意见,即专业性。国内外文献研究表明,可观察的独立董事的背景,比如说学历、工作背景和专业背景等会影响董事会的运作效果。Park等(2004)经研究发现独立财务董事和来自机构投资者董事的比重可以降低公司的盈余管理,Mehran(1992)认为银行家背景的独立董事可以提供潜在收益。魏刚等(2007)发现独立董事的背景与公司的经营绩效正相关。Kiang(2006)则提出“关

系是王”的论断,该项研究注意到,来自政府和银行背景的独立董事越多,公司经营业绩越好。审计委员会和执行委员会中独立董事的财务经验背景是抑制管理当局进行盈余管理的重要因素(Xie等,2001)。上述研究都说明,独立董事的背景会影响到其所在公司的经营活动。信息披露是公司经营活动的一部分,而独立董事的一个重要职责就是监督上市公司信息披露是否完整、准确、合法和及时,对财务信息的真实性要负责。由于财务信息涉及的知识非常专业,董事们对上市公司信息披露的相关法规、制度和会计准则等各个方面越熟悉,监督作用就越大,信息质量也就越好。由此我们提出本文的假设1:

假设1 上市公司具有财务、会计背景的独立董事,其盈余信息质量会较高。

独立董事是否具有足够的“话语权”,与独立董事在董事会中的占比有关。当独立董事人数过少时,一些观点难以影响董事会其他成员的认识,所谓孤掌难鸣。只有达到一定人数,独立董事之间有交流,其他董事之间也能在一定程度上交流,独立董事才会有声音。Fama和Jensen(1983)的研究发现,独立董事比例越大,越能有效监督董事会,使公司倾向于做更多的自愿披露。Davidson等(2005)使用434家澳大利亚上市公司数据,发现独立董事的比例与盈余管理显著负相关。Peasnell等(2005)采用英国公司数据也发现,经理做出增加盈余以避免报告亏损和盈余降低的概率与独立董事的比例负相关。Chen和Jaggi(2000)的研究发现,董事会中独立董事所占比例较高的公司信息披露比较全面,且会计信息失真的可能性较小。乔旭东(2003)发现,上市公司的自愿披露程度与独立董事的存在密切相关。可见,独立董事占比越高,上市公司的信息披露越好,其核心信息即盈余信息的质量也应越好,由此得到本文的假设2:

假设2 独立董事比例与上市公司盈余信息质量正相关。也就是说拥有较高比例独立董事的公司信息质量较好。

作为理性经济人,独立董事也会追求自身价值最大化。Salmon(1993,中译本2001)认为,尽管董事会工作的主要回报是感情上和智力上的回报以及从工作中获得适用于其他专业活动的经历,但报酬显然也是动力之一。在理性人假设条件下,独立董事不可能做一个毫无回报、充满风险并且可能承担责任的工作。Pound(1995,中译本2001)甚至认为,董事会成员必须有足够的激励,而且应将其收入与其服务挂钩,否则,不能指望他们会承担制定和质疑公司政策的重任。在国外,独立董事从任职公司获得的回报包括津贴、差旅费报销、股权激励和声誉提升。董事如果出任业绩不好的公司或独立董事监管表现无效的公司,其被聘任为其他公司董事会成员的可能性会降低(Gilson,1990,Kaplan and Reishus,1990)。一些研究表明,董事会持股比例是影响独立董事有效监管的一个主要因素(Balotti and Elson,2000)。在我国,上市公司给予独立董事的报酬主要是津贴,部分公司提供差旅费报销。谭劲松、李敏仪(2003)和唐清泉(2005)在对独立董事进行分区间研究情况时发现,独立董事报酬与公司业绩显著正相

关。也就是说,独立董事的理性经济人假设显然是成立的。由此我们提出本文的假设3:

假设3 独立董事报酬与公司盈余信息质量正相关。也就是说,独立董事的报酬比较高的公司,其盈余信息质量也较高。

独立董事履职成本主要表现为投入的精力、时间、承担的法律责任和诉讼风险等。Conger等人(1998)认为,独立董事可以利用董事会提高监督的有效性。按中国证监会的《关于上市公司建立独立董事的指导意见》:“独立董事连续2次无故缺席或者连续3次未亲自出席董事会会议的,由董事会提请股东大会予以撤换”。由此可以推测,独立董事参加董事会会议越多,表现为投入的时间精力也越多,而独立董事越尽心,上市公司的盈余信息质量越好。为此,我们提出本文假设4:

假设4 独立董事参加董事会的会议次数与公司的盈余信息质量正相关。

3 研究设计

3.1 数据处理

1) 研究期间和资料来源

2001年5月11日,沪深两地交易所开始实施上市公司信息披露考核办法^①。2002年1月7日中国证监会发布了《上市公司治理准则》,要求在年报中披露上市公司高管及独立董事的报酬。因此,我们选取2002~2006年深圳证券交易所(下文简称深交所)非金融行业A股上市公司为总样本。

本文的数据来源包括:信息透明度数据来自深交所网站;独立董事人数、报酬和会议次数、审计委员会、公司财务数据和其他控制变量数据取自CSMAR公司治理数据库和WIND数据库;独立董事的背景从上市公司年报中手工收集。

2) 样本筛选过程

表1给出了样本筛选过程。我们首先选择CSMAR数据库A股类深圳证交所上市的公司为总样本,剔除金融行业的公司3家,再剔除从2002年到2006年中45,64,64,55和77家交易状态为ST和PT的公司。独立董事人数、薪酬、会议次数和审计委员会设立情况缺失的数据在2002年到2006年之间分别为52,34,15,29和7家。财务数据缺失的公司在2002年到2006年之间分别是40,51,60,25和32家。独立董事背景数据缺失的分别是36,23,26,35和40家。按照Winsorize方法剔除上下1%的极值样本,最终得

^① 上交所对上市公司信息披露的评级是非公开的,而且只进行了2001年一年,因此我们的样本只能局限于在深交所上市的公司。

到 2002 年到 2006 年的样本数分别是:292,291,296,311 和 296,共计 1486 家。

表 1 样本筛选过程

	2002 年	2003 年	2004 年	2005 年	2006 年	合计
总样本	492	490	486	479	475	2426
金融行业公司的样本(一)	(3)	(3)	(3)	(3)	(3)	(18)
非正常交易公司的样本(一)	(45)	(64)	(64)	(55)	(77)	(305)
自变量数据缺失的样本(一)	(52)	(34)	(15)	(29)	(7)	(137)
财务数据缺失公司(一)	(40)	(51)	(60)	(25)	(32)	(210)
独立董事背景缺失的样本(一)	(36)	(23)	(26)	(35)	(40)	(160)
剔除极值样本	(23)	(23)	(22)	(21)	(20)	(109)
回归样本	292	291	296	311	296	1486

3.2 变量设计

1) 上市公司盈余信息质量的衡量

在本文中,我们对上市公司盈余信息质量从两个方面来考查:①上市公司信息披露质量,用深圳交易所的信息披露评级结果来反映;②上市公司盈余信息质量,采用三个指标:盈余管理程度、盈余激进度和盈余平滑度。

国外学者对信息披露质量的定量评价主要包括:分析家的主观评分法和主客观相结合的评价方法。分析家的主观评分法以美国投资与管理委员会建立的 AIMR 指数为代表(其前身为财务分析师协会 FAF)。主客观相结合的评价方法可以分为两类,一类为建立披露指数的方法(Botosan,1997),另一种为文本分析法(textual analyses)(Beattie et al,2004)。我们采用了深交所的信息披露评级结果(RATE)。自 2001 年开始,深交所根据《上市公司信息披露工作考核办法》对上市公司信息披露从及时性、准确性、完整性和合法性四个方面进行了考核,并以此为基础进行评级。评级结果分四类:优秀、良好、及格与不及格。我们把这个评级结果作为衡量信息披露质量的一个指标。披露评级水平越高,说明上市公司的信息质量越好。

对于盈余信息质量,我们首先使用修正后的 Jones(1991)的模型来计算盈余管理程度,把盈余管理的绝对值 $ABS(DA)$ 作为衡量信息质量的指标。盈余管理绝对值越大,其信息质量越低。其次我们借鉴 Bhattacharya 等人(2003)的工作,将盈余信息质量用两个指标来衡量:盈余激进度(Earnings Aggressiveness, EA)和盈余平滑度(Earnings

Smoothing, ES)。EA 是指上市公司推迟确认损失和加速确认收益的倾向,通过上市公司当年的总应计利润来衡量,按百分位数赋值来计算。Bhattacharya 等人(2003)认为,盈余激进度越高,意味着上市公司会计信息的不透明程度越高。ES 通过经营活动现金流量变异程度与上市公司利润变异程度之比来衡量。盈余平滑度越高,意味着上市公司会计信息的不透明程度也越高。

2) 独立董事特征变量及控制变量

观察变量主要包括独立董事的专业性、话语权、相对报酬及参会次数。①独立董事的专业性(ACCFIN),主要依据独立董事是否具有会计或财务方面的专业资格或职称(注册会计师或高级会计师)或从业经验来设置哑变量,把独立董事中有此专业背景的设值为 1,否则为 0;②话语权(IND),则通过独立董事与内部董事之比来衡量;③相对报酬(COM),考虑各个上市公司之间报酬制度的差异,我们选用独立董事津贴与该公司前三位高管平均薪酬之比即相对报酬来衡量,即“独立董事津贴/(该公司前三位管理人员薪酬之和/3)”;④参会次数(FER),则选择当年独立董事实际出席董事会的会议次数来衡量,即董事会的会议次数与只要存在独立董事缺席的会议次数之差来衡量。

在研究信息质量的文献中,以下控制变量经常被使用:①审计委员会,对公司是否设立审计委员会设置哑变量,如果该公司设立了审计委员会就设值为 1,否则为 0。Birkett(1980)和 Knapp(1987)都认为:审计委员会的成立可以强化外部监督人员的独立性及其在与管理层较量中的地位,因此设立了审计委员会的公司其信息质量会较高;②公司规模,用公司资产规模对数来进行衡量。公司规模较大,其信息质量较高(Chen & Jaggi, 2000);③公司盈利能力,用净资产收益率(ROE)=净收益/净资产来衡量。Cooke(1991)和 Forker(1992)认为公司盈利能力与会计信息质量正相关;④风险因素,用资产负债率(DEBT)=负债总额/资产总额来衡量。Wallace 和 Naser(1994, 1995)发现,风险程度与会计信息质量呈反向关系;既资产负债率越高,信息质量越低;⑤股权特征(state):根据第一大股东的性质设置哑变量,如果公司的第一大股东是国有背景,设值为 1,否则为 0。徐晓东和陈小悦(2003)的研究显示,第一大股东为非国家股股东的公司较国家控股的公司具有更高的价值和更强的盈利能力,而一般来说,盈利能力较强,信息质量得到的保证也较多;⑥股权集中度(HER_5),用前五大股东持股比例的平方和来衡量。Xu 和 Wang(1999)发现股权集中度比较高,意味着前几大股东之间的相互制衡作用比较强,公司的信息质量会较好;⑦信息披露年度(YEAR),控制不同年度对信息质量的影响。

3.3 研究模型

对于衡量信息披露质量的指标——深交所公布的信息透明度的评级结果(RATE),

我们采用有序的 Logistic^① 回归。

$$\ln\left[\frac{\sum_1^i \pi_i}{\sum_{i=1}^k \pi_i}\right] = \ln\left[\frac{\sum_1^i \pi_i}{(1 - \sum_{i=1}^k \pi_i)}\right]$$

$$= a_i + \sum_1^m b_i x_i, \quad i = 1, 2, \dots, k-1 \quad (1)$$

式中: K 为有序反应变量水平数, 为 $1, 2, \dots, k$, 在本文中, $k=4$; $X = \{x_1, x_2, \dots, x_m\}$ 表示自变量, 包括独立董事四个特征变量: 会计或财务背景 ($ACCFIN$)、独立董事占比 (IND)、相对报酬 (COM) 和参会次数 (FER), 控制变量包括: 审计委员会 ($AUDCOM$)、公司规模 ($FSIZE$)、净资产收益率 (ROE)、资产负债率 ($DEBT$)、国有性质 ($STATE$)、股权集中度 (HER_5) 和年度哑变量: $YEAR_{2002}$, $YEAR_{2003}$, $YEAR_{2004}$, $YEAR_{2005}$; 有序反应变量 Y 取 i 水平的概率 $\pi_i = P(Y=i|X)$ ($i=1, 2, \dots, k$), $\sum X_i=1$ 。 p_i 为 π_i 的估计值; a_i 为截距参数的估计值, b_i 为偏回归系数 β_i 的估计值; m 表示的是 x 自变量的个数。

Dechow, Sloan 和 Sweeney (1996) 比较几个计算应计利润的模型后, 认为对于同一行业不同公司横截面数据的盈余管理, 修正后 Jones 模型可以提供最好的解释能力。本文采用修正的 Jones (1991) 模型来计量盈余管理, 其模型如下:

$$NDA_i/A_i = \alpha_1 (1/A_i) + \alpha_2 [(\Delta REV_i - \Delta REC_i)/A_i] + \alpha_3 (PPE_i/A_i) \quad (2)$$

$$TA_i/A_i = \alpha_1 (1/A_i) + \alpha_2 (\Delta REV_i/A_i) + \alpha_3 (PPE_i/A_i) + \epsilon_i \quad (3)$$

$$DA_i/A_i = TA_i/A_i - NDA_i/A_i \quad (4)$$

式中: TA_i 为公司 i 的总应计利润, 用 $TA = NI - CFO$ 计算, 其中 NI 是净利润, CFO 是经营活动现金流量; NDA_i 为公司 i 经过上期期末总资产调整后的公司 i 的正常性应计利润; ΔREV_i 为公司 i 当期主营业务收入和上期主营业务收入的差额; ΔREC_i 为公司 i 当期期末应收账款和上期期末应收账款的差额; PPE_i 为公司 i 当期期末厂场、设备等固定资产价值; A_i 为公司 i 上期期末总资产。

式(4)计算得到 DA_i/A_i 取绝对值代表公司盈余管理的程度, 即变量 $ABS(DA)$ 。

$$Y = \beta_0 + \beta_1 ACCFIN + \beta_2 IND + \beta_3 COM + \beta_4 FER + \beta_5 AUDCOM + \beta_6 FSIZE + \beta_7 ROE + \beta_8 DEBT + \beta_9 STATE + \beta_{10} HER_5 + Year dummies + \epsilon \quad (5)$$

式(5)考察了独立董事的特征与盈余信息本身质量即盈余管理程度之间的关系。

对衡量盈余信息质量的第二和第三个指标: EA 和 ES 。我们采用回归模型, 有

$$Y = \beta_0 + \beta_1 ACCFIN + \beta_2 IND + \beta_3 COM + \beta_4 FER + \beta_5 AUDCOM + \beta_6 FSIZE + \beta_7 ROE + \beta_8 DEBT + \beta_9 STATE + \beta_{10} HER_5 + Year dummies + \epsilon \quad (6)$$

式(6)中 Y 分别表示 EA 和 ES , EA 和 ES 的计算方法如下:

① 深交所的信息透明度评级分了四个等级: 优秀、良好、及格及不及格, 且评级结果之间存在次序。

$$EA_t = (EARN_t - CFO_t) / ASSET_{t-1} \quad (7)$$

$$ES_t = DEV\left(\sum_{k=t-2}^t CFO_k / ASSET_k\right) / DEV\left(\sum_{k=t-2}^t EARN_k / ASSET_k\right) \quad (8)$$

式中： $EARN_t$ 为公司当年的净利润； CFO_t 为公司当年的经营活动现金净流量； $ASSET_{t-1}$ 为公司当年年初的总资产； $DEV\left(\sum_{k=t-2}^t CFO_k / ASSET_k\right)$ 为在 $(t-2, t)$ 期间内经营现金净流量与当年年初总资产之比的标准差； $DEV\left(\sum_{k=t-2}^t EARN_k / ASSET_k\right)$ 为在 $(t-2, t)$ 期间内净利润与当年年初总资产之比的标准差； t 表示第 t 年。根据式(7)和式(8)计算出 EA 和 ES 的结果，我们采用百分位数赋值方法，赋予其所在位次的百分位数值。该方法一方面可以消除不同指标在量纲上的差异；另一方面，由于该方法将各评价指标的数值控制在 $[0, 1]$ 的区间内，从而可以消除样本观察值分布偏倚造成的影响。

4 实证结果分析

4.1 描述性统计结果分析

表2所示为变量的描述性统计结果。从表中可以看到，独立董事中是否具有会计和财务背景的专业人员的变量均值为0.87、中值为1，说明我国上市公司董事会中大多数都有具财务或会计背景的独立董事。独立董事比例变量即独立董事与内部董事之比的中值和均值都是0.5，说明独立董事在我国的董事会中已经达到一定的比例。从独立董事津贴与前三位高管薪酬的均值之比来看，津贴无论是在各个公司之间还是不同年度之间变化都还比较平稳。关于独立董事参加会议次数，不同的公司之间有较大差异。在2002年到2006年之间，会议次数最大值32次，最小值2次。

表2 自变量在2002~2006年之间的描述性统计

	样本数	均值	中值	标准差	最小值	最大值
ACCFIN	1486	0.87	1.00	0.11	0.00	1.00
IND	1486	0.50	0.50	0.03	0.00	2.50
COM	1486	0.13	0.08	0.02	0.00	2.27
FER	1486	7.96	7.00	11.32	2.00	32.00
AUDCOM	1486	0.35	0.00	0.23	0.00	1.00
FSIZE	1486	9.24	9.24	0.13	8.31	10.46

(续表)

	样本数	均值	中值	标准差	最小值	最大值
ROE	1 486	0.02	0.05	0.04	-2.36	0.28
DEBT	1 486	0.49	0.51	0.03	0.07	0.91
STATE	1 486	0.24	0.00	0.18	0.00	1.00
HER_5	1 486	0.21	0.17	0.02	0.02	0.59

4.2 变量的相关性分析

表3所示为衡量信息质量的四个指标之间的相关度分析,这四个变量是:盈余管理程度($ABS(DA)$)、信息透明度评级($RATE$)、盈余激进度(EA)和盈余平滑度(ES)。除了盈余激进度与盈余平滑度和信息透明度评级之间存在5%水平上的相关性外,其他信息质量指标之间都不存在显著相关性,说明这四个指标可以从不同侧面衡量公司的信息质量水平。

表3 因变量之间相关系数

	$RATE$	EA	ES
$ABS(DA)$	0.03 (0.22)	-0.03 (0.28)	-0.02 (0.54)
$RATE$	1	0.09** (0.00)	0.02 (0.41)
EA			0.57** (0.00)

注:①*,**分别表示10%和5%水平下显著;

②双尾 t 检验,括号中表示 P 值。

在表4中,右上半部分是信息透明度评级($RATE$)与自变量之间的相关系数,左下半部分是盈余管理程度($ABS(DA)$)与自变量间的相关系数。首先,信息透明度与除独立董事比例(IND)以外的所有变量之间存在显著相关性。独立董事特征的四个变量 $ACCFIN$, IND , COM 和 FER 之间,除 $ACCFIN$ 和 IND 显著相关外,其他变量间相关性部显著。其他自变量之间相关性最大的是 HER_5 与 $STATE$ 之间,为-0.27,也就是说,国有控股的公司其股权集中可能更加分散。但在表4的左下半部分盈余管理程度($ABS(DA)$)与自变量间的相关性分析中,盈余管理程度与自变量 FER , $PSIZE$ 和 $DEBT$ 间存在显著相关性。

表 4 所有变量之间 Pearson 检验的相关系数

	RATE	ACCFIN	IND	COM	FER	AUDCOM	PSIZE	ROE	DEBT	STATE	H-5
ABS(DA)	0.03 (-0.22)	0.06* (0.02)	-0.01 (0.80)	-0.08** (0.00)	-0.08** (0.00)	0.09** (0.00)	0.21** (0.00)	0.21** (0.00)	-0.10** (0.00)	-0.14** (0.00)	0.10** (0.00)
ACCFIN	0.00 (0.95)	1.00	0.20** (0.00)	-0.03 (0.25)	0.03 (0.27)	0.08** (0.00)	0.04 (0.10)	0.01 (0.70)	0.04 (0.13)	0.05 (0.08)	-0.04 (0.11)
IND	0.00 (0.97)	0.20** (0.00)	1.00	-0.04 (0.12)	0.00 (0.97)	0.13** (0.00)	0.02 (0.53)	-0.01 (0.76)	0.03 (0.25)	0.12** (0.00)	-0.08** (0.00)
COM	0.00 (0.93)	-0.03 (0.25)	-0.04 (0.12)	1.00	0.01 (0.65)	-0.07** (0.01)	-0.09** (0.00)	-0.03 (0.29)	-0.03 (0.20)	0.02 (0.48)	0.08** (0.00)
FER	0.06* (0.04)	0.03 (0.27)	0.00 (0.97)	0.01 (0.65)	1.00	-0.01 (0.77)	-0.02 (0.48)	-0.09** (0.00)	0.09** (0.00)	0.15** (0.00)	-0.05* (0.05)
AUDCOM	-0.05 (0.08)	0.08** (0.00)	0.13** (0.00)	-0.07** (0.01)	-0.01 (0.77)	1.00	0.02 (0.41)	0.04 (0.14)	-0.03 (0.21)	-0.07** (0.00)	-0.07** (0.01)
PSIZE	0.06* (0.02)	0.04 (0.10)	0.02 (0.53)	-0.09** (0.00)	-0.02 (0.48)	0.02 (0.41)	1.00	0.20** (0.00)	0.22** (0.00)	-0.16** (0.00)	0.09** (0.00)
ROE	0.04 (0.17)	0.01 (0.70)	-0.01 (0.76)	-0.03 (0.29)	-0.09** (0.00)	0.04 (0.14)	0.20** (0.00)	1.00	-0.24** (0.00)	-0.10** (0.00)	0.05* (0.04)
DEBT	0.07** (0.01)	0.04 (0.13)	0.03 (0.25)	-0.03 (0.20)	0.09** (0.00)	-0.03 (0.21)	0.22** (0.00)	-0.24** (0.00)	1.00	0.12** (0.00)	-0.10** (0.00)
STATE	-0.03 (0.29)	0.05 (0.08)	0.12** (0.00)	0.02 (0.48)	0.15** (0.00)	-0.07** (0.00)	-0.16** (0.00)	-0.09** (0.00)	0.12** (0.00)	1.00	-0.27** (0.00)
H-5	0.02 (0.43)	-0.04 (0.11)	-0.09** (0.00)	0.08** (0.00)	-0.05* (0.05)	-0.07** (0.01)	0.09** (0.00)	0.05* (0.04)	-0.10** (0.00)	-0.27** (0.00)	1.00

注：①*，**分别表示 10%和 5%水平下显著；

②双尾 t 检验，括号中表示 P 值。

4.3 回归结果分析

1) 独立董事与信息披露质量

我们采用了 STATA 8.0 中的 Ordered Logistic 回归进行检验。为了防止截面数据中异方差的出现,回归中同时还使用了鲁棒(robust)检验,结果见表 5。对各个方程进行了平行性检验,模型(1)到(5)的反应变量都在 5%的水平下几乎不显著,说明可以使用 Ordered Logistic 模型进行回归;Pseudo- R^2 都保持在 5%的水平,说明回归方程具有较好的解释力。

表 5 中的回归模型(1)~(4)为在控制变量存在下对四个观察变量的单独回归结果,模型(5)则为对所有变量的回归。比较这些模型可知,这些观察变量与被解释变量之间的关系没有因为其他观察变量的加入而改变,说明结果具有一定的稳定性。从表 5 的结果看,信息披露评级与独立董事背景(*ACCFIN*)呈显著正相关、与独立董事占比显著负相关、与相对薪酬和参会次数显著负相关。也就是说,只有假设 1 获得支持,即独立董事的专业性有助于公司信息披露质量的提高,这与 Kiang(2006)的结果保持了一致性。假设 2~4 均不成立,关于这一点我们将结合后面的结果一并讨论。

从控制变量的回归结果来看,从模型(1)到(5),它们无论是方向还是显著性都保持了一致。审计委员会(*AUDCOM*)、公司规模(*FSIZE*)、盈利能力(*ROE*)、资产负债比(*DEBT*)、国有控股(*STATE*)和股权集中度(*HER-5*)与信息披露评级都在 1%或 5%的水平上显著。也就是说设立了审计委员会、规模越大、盈利能力越强、负债越低、非国有性质和股权越集中的公司,信息披露评级越高,信息披露质量越好,这些结论均与预期吻合。

表 5 信息披露评级与独立董事特征的 Ordered Logistic 回归结果

	预期符号	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)
截距 1		5.08 (1.51)	4.36 (1.53)	4.65 (1.51)	4.68 (1.51)	4.24 (1.54)
截距 2		8.12 (1.51)	7.38 (1.52)	7.67 (1.50)	7.70 (1.50)	7.29 (1.54)
截距 3		11.46 (1.53)	10.73 (1.54)	11.02 (1.52)	11.06 (1.52)	10.65 (1.56)
<i>ACCFIN</i> (背景)	+	0.27* (1.67)				0.31* (1.94)
<i>IND</i> (占比)	+		-0.61* (-1.84)			-0.64* (-1.94)
<i>COM</i> (相对薪酬)	+			-0.71** (-2.09)		-0.69** (-2.04)

(续表)

	预期符号	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)
<i>FER</i> (参会次数)	+				-0.03* (-1.77)	-0.03* (-1.75)
<i>AUDCOM</i> (审计委员会)	+	0.21* (1.90)	0.24** (2.09)	0.22* (1.92)	0.23** (2.01)	0.22* (1.98)
<i>FSIZE</i> (公司规模)	+	1.00** (6.06)	0.99** (5.97)	0.99** (5.98)	1.01** (6.09)	0.98** (5.90)
<i>ROE</i> (净资产收益率)	+	1.65** (5.09)	1.66** (5.13)	1.65** (5.10)	1.66** (5.10)	1.62** (5.02)
<i>DEBT</i> (资产负债率)	-	-1.19** (-3.54)	-1.21** (-3.58)	-1.19** (-3.53)	-1.14** (-3.38)	-1.18** (-3.49)
<i>STATE</i> (股权特征)	-	-0.34** (-2.67)	-0.31** (-2.41)	-0.32** (-2.53)	-0.30** (-2.30)	-0.28** (-2.12)
<i>HER_5</i> (股权集中度)	+	1.17** (2.67)	1.22** (2.77)	1.25** (2.83)	1.20** (2.72)	1.27** (2.86)
<i>YEAR</i> (年度)		控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>		1486	1486	1486	1486	1486
<i>LR stat</i>		-1375.58	-1375.29	-1374.78	-1375.40	-1369.90
<i>Chi-Squ</i>		169.92	170.49	171.51	170.27	181.28
<i>Pseudo R₂</i>		0.058	0.058	0.059	0.058	0.062
<i>Prob</i>		0.00**	0.00**	0.00**	0.00**	0.00**

注：①*，**分别表示10%和5%水平下显著；

②双尾 t 检验，括号中表示 T 值。

2) 独立董事与盈余管理程度

我们使用SPSS15.0统计软件进行分析。表6是关于盈余管理程度与独立董事特征的回归结果，其中回归模型(1)到(5)结果的 F 值和调整后的 R^2 显示模型整体上都是有效的。

模型(1)~(4)均为在控制变量存在下的单个观察变量回归模型，模型(5)为放入全部观察变量的回归模型。在模型(2)的结果中，独立董事参加会议次数(FER)与盈余管理程度($ABS(DA)$)之间在5%的水平上表现为负相关，说明盈余管理程度较高的公司独立董事参加董事会会议的次数较多。不支持假设4。其他关于独立董事特征的变量都没有表现出显著相关性。模型(1)到(5)中，它们在方向和显著性都基本保持了一致性。对

于其他控制变量,公司是否设立审计委员会(AUDCOM)、资产负债率(DEBT)与盈余管理程度之间在5%的水平上显著,方向与预期的一致。也就是说设立了审计委员会和资产负债率比较低的公司,盈余管理程度会较低,即公司盈余信息质量会较高。

从上述结果看,四个假设均未获得支持。

表6 盈余管理程度与独立董事特征的回归结果

	预期符号	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)
截距		-0.11 (-0.88)	-0.11 (-0.89)	-0.10 (-0.88)	-0.13 (-1.03)	-0.13 (-1.03)
ACCFIN (背景)	—	0.01 (0.28)				0.00 (0.18)
IND (占比)	—		0.01 (0.28)			0.01 (0.22)
COM (相对薪酬)	—			-0.01 (-0.46)		-0.01 (-0.48)
FER (参会次数)	—				0.01** (2.36)	0.00** (2.35)
AUDCOM (审计委员会)	—	-0.02* (-1.69)	-0.02* (-1.69)	-0.02* (-1.69)	-0.02* (-1.70)	-0.02* (-1.73)
FSIZE (公司规模)	—	0.02 (1.30)	0.02 (1.31)	0.02 (1.27)	0.02 (1.28)	0.02 (1.26)
ROE (净资产收益率)	—	0.04 (1.47)	0.04 (1.47)	0.04 (1.47)	0.04 (1.65)	0.04 (1.63)
DEBT (资产负债率)	+	0.08** (2.87)	0.08** (2.88)	0.08** (2.88)	0.07** (2.67)	0.07** (2.67)
STATE (股权特征)	?	-0.01 (-1.08)	-0.01 (-1.10)	-0.01 (-1.06)	-0.02 (-1.42)	-0.02 (-1.42)
HER_5 (股权集中度)	?	0.00 (0.01)	0.00 (0.01)	0.00 (0.04)	0.00 (0.01)	0.00 (0.03)
YEAR (年度)		控制	控制	控制	控制	控制
N		1486	1486	1486	1486	1486
校正 R ²		0.019	0.019	0.019	0.022	0.021
F		3.50**	3.50**	3.51**	4.01**	3.17**

注:①*,**分别表示10%和5%水平下显著;

②双尾t检验,括号中表示t值。

3) 独立董事与盈余激进度

我们使用SPSS15.0统计软件进行分析。表7是有关独立董事对盈余激进度影响的

回归结果。从模型(1)到(5)的 F 值和调整后的 R^2 来看,模型整体上都是有效的。

表7中模型(1)和模型(5)的结果是一样的,独立董事专业背景($ACCFIN$)、占比(IND)和参加次数(FER)与盈余激进度(EA)之间分别存在显著负相关、负相关和正相关关系。这表明,董事会中拥有财务或会计背景的独立董事,董事会中独立董事占比较高,能降低公司的盈余激进度。不过,独立董事参加董事会会议次数越多的公司,其盈余激进度越高。假设1,2得到支持。假设3未获得支持,假设4获得与预期相反的结果。

表7 盈余激进度与独立董事特征的回归结果

	预期符号	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)
截距		96.90** (6.46)	98.92** (6.53)	95.52** (6.37)	91.01** (6.09)	99.40** (6.54)
$ACCFIN$ (背景)	—	-3.33** (-2.02)				-3.20* (-1.94)
IND (占比)	—		-6.41* (-1.92)			-5.85* (-1.75)
COM (相对薪酬)	—			-4.47 (-1.26)		-4.33 (-1.23)
FER (参会次数)	—				0.49** (3.02)	0.51** (3.15)
$AUDCOM$ (审计委员会)	—	-1.52 (-1.33)	-1.48 (-1.30)	-1.69 (-1.48)	-1.72 (1.51)	-1.53 (-1.34)
$FSIZE$ (公司规模)	—	-1.03 (-0.63)	-1.17 (-0.71)	-1.17 (-0.71)	-1.11 (-0.68)	-1.30 (-0.80)
ROE (净资产收益率)	—	-6.37** (-2.16)	-6.48** (-2.20)	-6.52** (-2.21)	-5.84** (-1.98)	-5.81** (-1.97)
$DEBT$ (资产负债率)	?	-10.58** (-3.16)	-10.87** (-3.24)	-10.65** (-3.18)	-11.36** (-3.39)	-11.57** (-3.46)
$STATE$ (股权特征)	?	-0.85 (-0.64)	-0.69 (-0.52)	-0.91 (-0.69)	-1.53 (-1.15)	-1.16 (-0.87)
HER_5 (股权集中度)	?	7.21 (1.63)	7.38* (1.69)	7.40* (1.67)	7.09 (1.61)	7.79* (1.76)
$YEAR$ (年度)		控制	控制	控制	控制	控制
N		1486	1486	1486	1486	1486
校正 R^2		0.490	0.489	0.489	0.491	0.493
F		130.39**	130.30**	129.92**	131.27**	104.24**

注:①*,**分别表示10%和5%水平下显著;

②双尾 t 检验,括号中表示 T 值。

从各个回归方程控制变量的回归结果来看,模型(1)到(5)在方向和显著性上都基本保持了一致。公司的资产负债率(*DEBT*)和股权集中度(*HER_5*)与盈余激进度分别呈现显著负相关和正相关关系,即公司的负债率越低,股权越集中,盈余激进度较高。盈余激进度可以说在一定程度上也代表了企业经营风险的大小,通常经营风险大的企业会使用低的财务杠杆,因此有比较低的负债率。

4) 独立董事与盈余平滑度

同样,表8中回归(1)到(5)的模型整体上也有效的。几个独立董事观察变量中,只有独立董事占比与盈余平滑度(*ES*)之间在5%的水平上表现为负相关,其他变量未表现出显著相关性。另外,从各个回归方程控制变量的结果来看,回归模型(1)到(5)在方向和显著性都基本保持了一致性,说明这些模型的稳定性较好。在多个控制变量中,只有公司是否设立审计委员会(*AUDCOM*)与盈余平滑度之间在5%的水平上显著,方向与预期的一致,说明设立了审计委员会公司的盈余平滑度低。

根据上述结果,我们发现假设2得到了验证,即独立董事在董事会中比例较高、独立董事的话语权较大,该公司的盈余平滑度较低,盈余信息质量较好。

表8 盈余平滑度与独立董事特征之间回归结果

	预期符号	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)
截距		112.48** (6.56)	115.83** (6.70)	109.84** (6.42)	110.42** (6.45)	116.31** (6.68)
<i>ACCFIN</i> (背景)	—	-2.32 (-1.23)				-1.98 (-1.04)
<i>IND</i> (占比)	—		-7.06* (-1.85)			-6.69* (-1.74)
<i>COM</i> (相对薪酬)	—			2.09 (0.52)		2.28 (0.56)
<i>FER</i> (参会次数)	—				0.02 (0.08)	0.03 (0.16)
<i>AUDCOM</i> (审计委员会)	—	-3.75** (-2.87)	-3.66** (-2.80)	-3.81** (-2.91)	-3.84** (-2.94)	-3.58** (-2.73)
<i>FSIZE</i> (公司规模)	—	-3.85** (-2.06)	-4.00** (-2.14)	-3.82** (-2.04)	-3.88** (-2.07)	-3.92** (-2.09)
<i>ROE</i> (净资产收益率)	—	0.46 (0.14)	0.37 (0.11)	0.43 (0.13)	0.42 (0.12)	0.49 (0.14)
<i>DEBT</i> (资产负债率)	?	2.96 (0.77)	2.66 (0.70)	2.93 (0.77)	2.90 (0.76)	2.67 (0.70)
<i>STATE</i> (股权特征)	?	-1.48 (-0.98)	-1.26 (-0.83)	-1.57 (-1.04)	-1.57 (-1.03)	-1.28 (-0.83)

(续表)

	预期符号	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)
HER_5 (股权集中度)	?	7.98 (1.58)	8.23 (1.63)	7.76 (1.53)	7.90 (1.56)	8.12 (1.60)
YEAR (年度)		控制	控制	控制	控制	控制
N		1486	1486	1486	1486	1486
校正 R^2		0.342	0.342	0.341	0.341	0.342
F		70.98**	70.25**	70.81**	70.77**	56.02**

注：①*，**分别表示10%和5%水平下显著；

②双尾t检验，括号中表示T值。

5) 综合分析

根据表5至表8的结果，我们不难发现，假设1和假设2获得部分支持，假设3、4均未获得支持。假设1在因变量使用信息披露评级、盈余激进度时表现为显著正相关，与预期一致。假设2在因变量为盈余激进度和盈余平滑度时，与预期一致，但在使用信息披露评级出现与预期相反的结果。假设3在四种因变量下均未获得通过检验。有意思的是，在前三个因变量模型中，参会次数均表现出与假设4完全相反的显著性。对于假设2~4，我们在后面将进行进一步的研究。

总之，对应于衡量信息披露和盈余信息的四个变量，有三个呈现出与假设一致的相关性，即独立董事的专业背景，即假设1、2和4获得支持。也就是说，独立董事的财务、会计专业性强、在董事会的话语权大的，其盈余信息的质量较好。

4.4 进一步的研究

1) 关于独立董事占比的进一步检验

在表5的模型(2)和(5)中，独立董事占比与信息透明度评级出现了非预期方向上的显著相关。Barnhart和Rosenstein(1998)指出，当独立董事比例由已知的一些因素决定时，普通最小二乘法的估计结果可能是有偏的。同样，在中国市场运用单一方程考察独立董事比例和信息透明度也可能存在内生性问题。有鉴于此，我们借鉴Firth等(2002)有关公司治理的研究框架和王跃堂(2006)的研究，认为独立董事比例的决定因素为

$$IND = f(RATE, Determinants \text{ of } IND) \quad (9)$$

独立董事占比(IND)的决定因素中，包括公司规模(FSIZE)、股权集中度(HER_5)、股权特征(STATE)、资产负债率(DEBT)、MSHARE(高管持股比例)、NOPAY(不在本公司领薪的董事比例)和CIRCUC(流通股比例)七个因素。其中公司规模(FSIZE)、股权集中度(HER_5)、股权特征(STATE)和资产负债率(DEBT)的变量定义同前。新增

变量中, *MSHARE* 为高管人员持股比例; *NOPAY* 为董事会中不在本公司领薪的董事比例。当公司聘请独立董事前就有较多的该类董事, 其对独立董事的需求也会显著低于其他公司 (Firth et al, 2002)。 *CIRCU* 为流通股比例, 流通股大多由中小股东和机构投资者持有, 该比例高的公司对董事会独立性有更强的要求。利用两阶段最小二乘法进行检验并且给出对照结果。

在表 9 的第一阶段回归中, 信息透明度 (*RATE*) 与独立董事占比 (*IND*) 之间显著负相关, 与预期相反。也就是说, 信息透明度评级相对较低地公司会选择保持比较高的独立董事的占比。在其他决定独立董事占比的变量中, 不领薪董事比例 (*NOPAY*)、公司规模 (*FSIZE*)、资产负债率 (*DEBT*) 表现出与预期一致的 5% 水平上的相关性。在表 9 的第二阶段回归中, 当控制独立董事的占比自选择后, 独立董事占比与信息透明度之间显著相关性消失。这也就是说, 并不是独立董事的占比高会带来公司高的信息透明度评级, 而是信息透明度评级低的公司会选择保持比较高的独立董事占比, 这才会导致在表 5 的结果。

表 9 独立董事占比的两阶段回归结果

		预期 符号	第一阶段回归 <i>IND</i> (独立董事占比)		第二阶段回归 <i>RATE</i> (信息透明度)	
<i>RATE</i>	信息透明度	+	-0.08**	-2.20		
<i>MSHARE</i>	高管持股比例	-	-11.59	-1.25		
<i>NOPAY</i>	不领薪董事比例	-	-0.01**	-5.08		
<i>CIRCU</i>	流通股比例	+	-0.05	-1.11		
<i>ACCFIN</i>	背景	+			0.08	1.36
<i>IND</i>	占比	+			0.08	0.17
<i>COM</i>	相对薪酬	+			-0.23**	-2.16
<i>FER</i>	参会次数	-			-0.01*	-1.72
<i>AUDCOM</i>	审计委员会	+			0.06*	1.80
<i>FSIZE</i>	公司规模	+	0.04**	7.98	0.31**	11.11
<i>ROE</i>	净资产收益率	+			0.46**	5.22
<i>DEBT</i>	资产负债率	-	-0.10**	-3.05	-0.37**	-3.54
<i>STATE</i>	股权特征	-	0.01	1.36	-0.10**	-2.09
<i>HER_5</i>	股权集中度	+	-0.01	-0.32	0.35**	2.63
<i>YEAR</i>	年度		控制		控制	
<i>N</i>	样本		1486		1486	
<i>LR stat/F</i>			11.19		2083.36	
Pseudo $R^2/A-R^2$			0.900		0.952	
<i>Prob</i>			0.00**		0.00**	

2) 关于独立董事薪酬的进一步检验

在表5的模型(3)和(5)中都发现了与假设3相反的结果,即独立董事的相对薪酬越高,信息披露评级越低,呈负相关关系。对于这一现象,我们初步推测是否是工具变量选择方面的问题。为此,我们做了进一步检验。用独立董事的津贴($COM1$)^①、经行业均值调整后的独立董事津贴($COM2$)^②、经资产规模调整后的独立董事津贴($COM3$)^③、经均值调整以后的独立董事津贴($COM4$)^④和每次会议的平均津贴($COM5$)^⑤等五个指标,分别对模型(5)中的相对薪酬(COM)进行替代,分别对于表10中的模型(1)到(5)。模型(1)到(5)都表明,独立董事的薪酬与信息透明度评级之间的相关性不显著,即使替换成其他变量,其显著性亦不存在。这和表5中的结果完全一致。这就再次说明,假设3没有通过检验。

表10 独立董事报酬变量稳健型检验的结果

	预期符号	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)
截距1		7.50 (1.43)	7.65 (1.44)	7.52 (1.42)	7.50 (1.42)	7.56 (1.44)
截距2		10.46 (1.43)	1.62 (1.44)	10.48 (1.42)	10.46 (1.42)	10.52 (1.44)
截距3		13.79 (1.45)	13.95 (1.46)	13.81 (1.44)	13.80 (1.45)	13.85 (1.47)
ACCFIN (背景)	+	0.41** (2.60)	0.41** (2.58)	0.41** (2.60)	0.42** (2.61)	0.41** (2.59)
IND (占比)	+	0.02 (0.07)	0.03 (0.09)	0.02 (0.08)	0.02 (0.06)	0.02 (0.08)
COM (相对薪酬)	+	0.01 (0.17)	-0.01 (-0.48)	0.03 (0.13)	0.07 (0.47)	-0.01 (-0.12)
FER (参会次数)	+	-0.03* (-1.98)	-0.03* (-1.95)	-0.03* (-1.98)	-0.03 (-1.63)	-0.03* (-1.96)

① $COM1$ = 公司所有在任独立董事的平均津贴。

② $COM2$ = 公司独立董事的平均津贴——该行业所有公司的独立董事津贴之和/该行业所有公司在任的独立董事人数;行业按《上市公司行业分类指引》中的分类,剔除金融行业。

③ $COM3$ = 公司独立董事的平均津贴——该公司的独立董事平均津贴×该公司该年末的资产总额/该年末所有公司的资产总额之和。

④ $COM4$ = 公司独立董事的平均津贴——该年度所有公司的独立董事津贴之和/该年度所有公司在任的独立董事人数。

⑤ $COM5$ = 独立董事该年度的所获津贴/该年度出席会议的次数。

(续表)

	预期符号	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)
AUDCOM (审计委员会)	+	0.28** (2.46)	0.28** (2.52)	0.28** (2.46)	0.27** (2.44)	0.28** (2.49)
FSIZE (公司规模)	+	1.25** (7.82)	1.26** (7.96)	1.25** (7.92)	1.24** (7.87)	1.25** (7.89)
ROE (净资产收益率)	+	0.12 (1.21)	0.12 (1.23)	0.12 (1.21)	0.12 (1.21)	0.12 (1.22)
DEBT (资产负债率)	-	-1.55** (-4.73)	-1.56** (-4.75)	-1.55** (-4.73)	-1.55** (-4.74)	-1.55** (-4.74)
STATE (股权特征)	-	-0.28** (-2.19)	-0.28** (-2.14)	-0.28** (-2.18)	-0.29** (-2.21)	-0.28** (-2.16)
HER_5 (股权集中度)	+	0.92** (2.17)	0.91** (2.14)	0.92** (2.16)	0.93** (2.18)	0.92** (2.15)
YEAR (年度)		控制	控制	控制	控制	控制
N		1486	1486	1486	1486	1486
LR stat		-1387.31	-1387.21	-1387.31	-1387.21	-1387.31
Chi-Squ		149.06	149.26	149.04	149.25	149.04
Pseudo R ²		0.051	0.051	0.051	0.051	0.051
Prob		0.00**	0.00**	0.00**	0.00**	0.00**

注：① *，**分别表示 10%和 5%水平下显著；

②双尾 t 检验，括号中表示 T 值。

3) 关于独立董事参会次数的进一步检验

从前面的结果可以看到(表 5~表 8),假设 4 没有通过检验。检验结果表明,独立董事参会次数越多,公司的盈余信息质量越低。这与假设 4 是冲突的。其他人的研究中也曾发现类似的结果。如 Vafeas(1999)的研究发现,董事会会议次数与公司价值是负相关的。也就是说,独立董事参会次数与监督作用呈反向关系。对此,Jensen(1993)解释道,这是因为董事会会议的增加使得独立董事有限的时间不能有效地使用在与董事会成员之间或者与管理层之间的交流上,而董事会会议的日程安排一般都是公司管理层做出的。他认为,董事会一般来说是不“作为”的,只有在公司遇到困难的时候才会增加会议的次数,董事会会议成了“灭火器”装置。因此会议越多,反映出公司的问题可能也越多。

对于上述现象,我们认为可能与内生性问题有关。Healy 和 Palepu(2001)在关于信

息披露文献的回顾与评述中指出,可能存在的内生性问题是信息披露研究结果中最严重的局限之处。内生性问题是指在回归检验中,可能的表现形式主要有三种:遗漏变量(omitted variable),测量误差(measurement error)以及互为因果(simultaneous causality)。结合本文的情况,我们主要分析遗漏变量带来的内生性。它是指在回归中可能存在着没有加以控制的变量 Z ,该变量同时影响了回归中的自变量 X 和残差 u ,因而造成了 X 与 u 之间的相关程度不为 0。具体到本文中是指,可能有一种在回归模型中没有加以控制的因素 Z ,该因素同时影响了独立董事的参会次数和盈余信息质量。对于这种内生性问题的处理需要找到合适的工具变量(Instrumental variables),采用两阶段最小二乘估计(2SLS)来得到一致估计量(consistent estimators)。

在选择工具变量进行 2SLS 回归前,先用滞后值来探讨内生性问题是否存在。我们利用上一年独立董事的会议次数作为自变量来检验与盈余信息质量的关系。如果内生性问题是由于遗漏变量引起的,当采用期初的内生变量作为自变量时,则应当与因变量没有显著关系(由于篇幅限制,我们在表 11 只给出以信息透明度评级为因变量的回归结果)。我们发现,上一年会议次数与信息透明度评级之间的显著相关性消失,说明确实存在由于遗漏变量带来的内生性问题。为此,我们考虑选用两个工具变量来检验:独立董事与上市公司地点一致性^①(PLACE)和独立董事发表意见数量(OPINNUM)。前者反映了独立董事履职成本的高低,后者则在一定程度上反映了公司是否存在一些问题。

从表 11 中第一阶段回归结果中可以看到,选择的两个工具变量只有“意见数量”(OPINNUM)与会议次数(FER)之间在 1%水平表现出正相关,表明参会次数代表更多的是公司存在问题,而不是独立董事的履职成本。独立董事任职时发表的意见越多相应地参会次数也越多。在第二阶段的回归结果中,参会次数(FER)与信息透明度评级之间显著相关性消失,这表明在表 5、表 6 和表 7 的模型(4)和(5)看到的参会次数与信息透明度评级之间的显著负相关关系并不存在。在评级低的公司,参会次数增加与独立董事发表意见数量增加是一致的。这和 Conger 等人(1998)和 Vafeas(1999)的研究结论是一致的,即独立董事可以利用董事会提高监督的有效性。

表 11 独立董事会议次数两阶段回归结果

		预期 符号	第一阶段回归 FER (会议次数)		第二阶段回归 RATE (信息透明度)	
PLACE	地点一致性		-0.27	-0.95		
OPINNUM	意见数量		0.30**	4.34		

① 每家公司一般聘请多位独立董事,则请按照会计专业的独立董事工作所在地为准,判断同城/异地。如果一家公司中有两个会计专业的独立董事,则只要有一人与上市公司注册地不同就算异地。

(续表)

		预期 符号	第一阶段回归 <i>FER</i> (会议次数)		第二阶段回归 <i>RATE</i> (信息透明度)	
<i>ACCFIN</i>	背景	+	0.60	1.02	0.04	0.33
<i>IND</i>	占比	+	-0.11	-0.16	-0.12	-0.91
<i>COM</i>	相对薪酬	+	-2.72**	-2.12	-0.47*	-1.70
<i>FER</i>	参会次数	-			-0.05	-1.20
<i>AUDCOM</i>	审计委员会	+	-0.17	-0.61	0.03	0.53
<i>FSIZE</i>	公司规模	+	0.31	0.79	0.36**	4.77
<i>ROE</i>	净资产收益率	+	-1.90**	-3.11	0.34**	2.37
<i>DEBT</i>	资产负债率	-	1.92**	2.29	-0.07	-0.39
<i>STATE</i>	股权特征	-	1.07**	3.28	-0.02	-0.24
<i>HER_5</i>	股权集中度	+	-0.13	-0.10	0.75**	3.14
<i>YEAR</i>	年度		控制		控制	控制
<i>N</i>			607 ^①		607	
<i>LR stat/F</i>			6.28		-535.65	
<i>Chi-Squ</i>					97.01	
Pseudo $R^2/A-R^2$			0.094		0.053	
<i>Prob</i>			0.00**		0.00**	0.00**

注：① *，**分别表示 10%和 5%水平下显著；

②双尾 *t* 检验，括号中表示 *T* 值。

4) 控制变量的稳健性检验

在控制变量的替代检验中，我们分别引入了总销售收入、股票市值对数将公司资产规模对数进行替代，并用经常性收益率对净资产收益率进行替代，以及用流动比率对资产负债率进行替代，研究结论基本不变。

5 研究结论

独立董事是现代公司治理机制设计中的一个重要组成部分，其存在能否减少公司的

① 由于工具变量数据的可得性，我们在进行工具变量的两阶段回归时，只选择了 2005 年和 2006 两年的数据。

代理成本、降低内部人控制,保护中小投资者利益,同时提高董事会的决策能力,是人们极为关心的一个问题。本项工作考查了独立董事与上市公司盈余信息质量之间的关系,发现:①独立董事具有财经和会计背景的上市公司其盈余信息质量较高;②独立董事在董事会中占较高比例的上市公司其盈余信息质量较高;③独立董事参会次数越多,代表公司问题较多,相应地公司的盈余信息质量则较低。此外,我们还发现,设立审计委员会、规模较大、盈利能力较强、负债比率较低、非国有性质以及股权集中的公司,其信息披露质量较好。我们没有发现独立董事获得的报酬与上市公司盈余信息质量之间有直接关系。值得指出的是,本文结论主要依据在深圳证券交易所上市的公司,可能有一定的局限性。

参考文献

- [1] 何顺文,黄家信. 香港上市公司信息披露的现况和成效[J]. 财会通讯,1998(7):8-10.
- [2] 刘立国,杜莹. 公司治理与会计信息质量关系的实证研究[J]. 会计研究,2003(2):28-36.
- [3] 梁杰,王璇,李进中. 现代公司治理结构与会计舞弊关系的实证研究[J]. 南开管理评论,2004,7(6):47-51.
- [4] 乔旭东. 上市公司年度报告自愿披露行为的实证研究[J]. 当代经济科学,2003(2):74-78.
- [5] 谭劲松,李敏仪. 上市公司独立董事制度若干特征分析[J]. 管理世界,2003(9):110-121.
- [6] 唐清泉. 上市公司作用下独立董事任职的动机与作用[J]. 管理科学 2005,18(4):8-13.
- [7] 魏刚,肖泽忠, N Travlos, 邹宏. 独立董事背景与公司经营绩效[J]. 经济研究,2007,42(3):92-105.
- [8] 王跃堂,赵子夜,魏晓雁. 董事会的独立性是否影响公司绩效? [J]. 经济研究,2006,41(5):62-73.
- [9] 沃尔特. J. 萨蒙(Walter, Salmon, J.). 防范危机:如何完善董事会[C]. 见 Salmon, Walter J. 等:《哈佛商业评论》精粹译丛—公司治理(中译本),中国人民大学出版社、哈佛商学院出版社,2001.
- [10] 徐晓东,陈小悦. 第一大股东对公司治理、企业业绩的影响分析[J]. 经济研究,2003(2):64-74.
- [11] 叶康涛,陆正飞,张志华. 独立董事能否抑制大股东的“掏空”? [J],经济研究,2007,42(4):101-111.
- [12] 约翰·庞德(Pound, John). 治理型公司的前景[C]. 见 Salmon, Walter J. 等:《哈佛商业评论》精粹译丛—公司治理(中译本),中国人民大学出版社、哈佛商学院出版社,2001.
- [13] Balotti R F and Elson C M. Equity ownership and the duty of care: convergence, revolution, evolution? [J]. Business Lawyer, 2000, 55: 661-692.
- [14] Barnhart S W and Rosenstein S. Board composition, managerial ownership, and firm performance: an empirical analysis [J]. Financial Review, 1998, 33: 1-16.

- [15] Beattie V, Fearnley S, and Brandt R. A grounded theory model of auditor-client negotiations[J]. *International Journal of Auditing*, 2004, 8 (1): 1-19.
- [16] Bhattacharya U, Daouk H, and Welker M. The world price of earnings opacity[J]. *Accounting Review*, 2003, 78(3): 641-678.
- [17] Birkett B S. Perceptions of the role of corporate audit committee[D]. Louisiana State University, 1980.
- [18] Botosan C A. Disclosure level and the cost of equity capital[J]. *Accounting Review*, 1997, 72(3): 323-349.
- [19] Beasley M S. An empirical analysis of the relation between the board of directors composition and financial statement fraud[J]. *Accounting Review*, 1996, 71: 443-465.
- [20] Chen J P, Charles J B. The association between independent non-executive directors, family control and financial disclosures in Hong Kong[J]. *Journal of Accounting and Public Policy*, 2000, 19(45): 285-310.
- [21] Chtourou S M, Bedard J, and Courteau L. Corporate governance and earnings management. www.ssrn.com, 2000.
- [22] Cohen J, Krishnamoorthy G, Arnold M. W. Corporate governance and the audit process [J]. *Contemporary Accounting Research*, 2002, 19: 573-594.
- [23] Conger J A, David F, and Edward E. L. III. Appraising boardroom performance [J]. *Harvard Business Review*, 1998, 76(1): 136-148.
- [24] Cooke T E. An assessment of voluntary disclosure in the annual reports of Japanese corporations[J]. *International Journal of Accounting*, 1991, 26 (3): 174-189.
- [25] Davidson R, Goodwin-Stewart J, Kent. P. Internal governance structures and earnings management[J]. *Accounting and Finance*, 2005, 45: 241-267.
- [26] Dechow P M, Sloan RG and Sweeney A P. Causes and consequences of earnings manipulation; an analysis of firms subject to enforcement actions by the SEC [J]. *Contemporary Accounting Research*, 1996, 13 (1): 1-36.
- [27] Dechow P M and Dichev I. The quality of accruals and earnings: The role of accrual estimation errors[J]. *Accounting Review*, 2002, 77 (Supplement): 35-59.
- [28] Fama E F and Jensen M C. Separation of ownership and control[J]. *Journal of Law and Economics*, 1983, 26: 301-326.
- [29] Firth M, Fung P M, and Rui O M. Simultaneous relationships among ownership, corporate governance, and financial performance[R]. the Hong Kong Polytechnic University, 2002.
- [30] Forker J J. Corporate Governance and disclosure quality [J]. *Accounting and Business Research*, 1992, 22 (86): 111-124.
- [31] Gilson S C. Bankruptcy, boards, banks, and blockholder: evidence on changes in corporate ownership and control when firms default[J]. *Journal of Financial Economics*, 1999, 27: 355-388.

- [32] Healy P M, Palepu K G. Information asymmetry, corporate disclosure, and the capital markets: A review of the empirical disclosure literature[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2001, 31: 405-440.
- [33] Jensen M C. The modern industrial revolution exit, and the failure of internal control systems[J]. *Journal of Finance*, 1993, 48: 831-879.
- [34] Jones J. Earnings management during import relief investigations[J]. *Journal of Accounting Research*, 1991, 29: 193-228.
- [35] Kaplan S N, Reishus D. Outside directorships and corporate performance[J]. *Journal of Financial Economics*, 1990, 27: 398-410.
- [36] Kiang N. GUANXI (The Art of Relationships): Microsoft, China, and Bill Gates's Plan to Win the Road Ahead[M]. Simon and Schuster, Inc., 2006.
- [37] Klein A. Audit Committee, board of director characteristics, and earning management[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2002, 33(3): 375-400.
- [38] Knapp M C. An empirical study of audit committee support for auditors involved in technical disputes with client management[J]. *Accounting Review*, 1987, 62: 578-588.
- [39] Mehran H. Executive incentive plans, corporate control, and capital structure[J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 1992, 27: 539-560.
- [40] Park Y W, Shin H H. Board composition and earnings management in Canada[J]. *Journal of Corporate Finance*, 2004, 10(3): 431-457.
- [41] Peasnell K V, Pope P F and Young S. Board monitoring and earning management: Do outside directors influence abnormal accruals? [J] *Journal of Business Finance & Accounting*, 2005, 32: 1311-1346.
- [42] Vafeas N. Board structure and the informativeness of earnings[J]. *Journal of Accounting and Public policy*, 2000, 19: 139-160.
- [43] Wallace R S, Naser K, and Mora A. The relationship between the comprehensiveness of corporate annual reports and firm characteristics in Spain[J]. *Accounting and Business Research*, 1994, 25 (97): 41-53.
- [44] Wallace R S, Naser K. Firm-specific determinants of the comprehensiveness of mandatory disclosure in the corporate annual reports of firms listed on the stock exchange of Hong Kong[J]. *Journal of Accounting and Public Policy*, 1995, 14 (4): 311-368.
- [45] Wright P, Ferris S P, Hiller J S, and Kroll M. Competitiveness through management of diversity: Effect on stock price valuation[J]. *Academy of Management Journal*, 1995, 38: 272-287.
- [46] Xie B, Davidson III W N and DaDalt P J. Earnings management and corporate governance: The role of the board and the auditing committee[R], Southern Illinois University, 2001.
- [47] Xu X and Wang Y. Ownership structure and corporate governance in Chinese stock companies[J]. *China Economic Review*, 1999, 10: 75-89.

外国投资者会提高本国公司治理水平吗

——来自韩国上市企业的经验证据

金宰贤

摘要 本文利用韩国企业治理结构院发布的 2003 年至 2009 年公司治理指数,实证检验了外国投资者持股对韩国公司治理的影响,同时通过分析其对公司治理的五项子指数的影响,剖析外国投资者对公司治理影响的机制。结果表明,外国投资者持股比例与公司治理指数正相关,且持股比例超过 5%的外国投资者与公司治理指数更显著地正相关。从子指数来看,外国投资者持股比例越高,被投资公司的股东权益保护指数、董事会指数和利润分配指数越高,而其持股比例与信息披露指数和监事会指数统计上不显著。这表明,外国投资者主要通过改善股东权益保护、董事会和利润分配方面来提高公司治理指数。

关键词 外国投资者,公司治理指数,资本市场开放

1 导言

1992 年韩国开始对外国投资者开放了资本市场。起初,开放程度是较为有限的。外国单一投资者持股上限为每家上市公司的 3%,整个外国投资者持股上限为 10%(见表 1)。韩国政府原承诺于 2000 年完全开放资本市场,然而 1997 年底亚洲金融危机的来临迫使韩国政府提前两年完全开放资本市场。亚洲金融危机爆发后,为了吸引外资,韩国政府大力推进全方位的资本市场开放,大幅提高了外国投资者的持股上限。1998 年 5 月,韩国政府取消了外国投资者的持股限制,从而实现了本国资本市场的完全开放,但对于浦项钢铁、韩国电力和韩国通信等公共法人仍然设定 30%的限制。

表 1 韩国资本市场开放趋势

扩围日期	92.1.3	94.12.1	95.7.1	96.4.1	96.10.1	97.5.2	97.11.3	97.12.11	97.12.30	98.5.25
	开始开放	第一次	第二次	第三次	第四次	第五次	第六次	第七次	第八次	第九次
外资合计持股限制										
一般法人	10%	12%	15%	18%	20%	23%	26%	50%	55%	完全开放
公共法人	8%	8%	10%	12%	15%	18%	21%	25%	25%	30%

(续表)

个人持股限制										
一般法人	3%	3%	3%	4%	5%	6%	7%	50%	50%	完全开放
公共法人	1%	1%	1%	1%	1%	1%	1%	1%	1%	3%

资料来源：韩国金融监督院。

亚洲金融危机使韩国政府切身感到了公司治理改善的必要性。为了完善公司治理，韩国政府从法律法规层面下了很大功夫。相对于 20 世纪 90 年代末，如今的韩国公司治理已经得到了一定程度的改善。

在促进韩国公司治理改善方面，外国投资者扮演了不可或缺的角色。自从资本市场完全开放以来，外国投资者的持有股份大幅增加。1993 年外国投资者的持有股份仅为韩国有价证券市场市值的 9.8%，在 1998 年韩国资本市场的完全开放以后，该比例呈现出上升趋势，直到 2004 年，该比例一度增加到 42%（见图 1）。其间，外国投资者如此庞大的持股促使了韩国上市企业改善治理结构。2000 年以后外国投资者持有市值占比超过 40% 的国家只有芬兰、墨西哥和匈牙利等几个国家。此后，虽然外国投资者的持有市值占比稍微下降，但仍然维持着 30% 以上。截止 2012 年底，外国投资者的持股比例为 15.8%，他们所持有的股份市值占韩国有价证券市场（Korea Composite Stock Price Index, KOSPI）的 34.8%。随着外国投资者的持股比例增加，其对韩国资本市场的影响力也大幅提高，外国投资者的投资行为在上市公司股价上开始发挥重要作用。

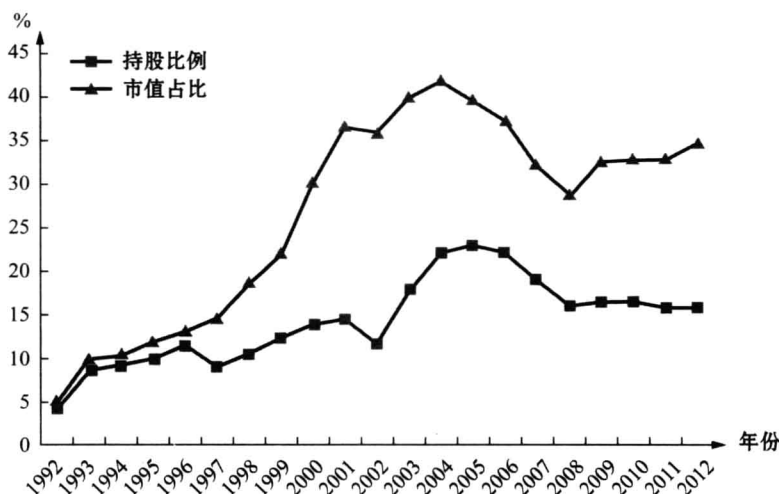


图 1 外国投资者持股比例和市值占比趋势

资料来源：韩国交易所、韩国金融监督院。

本文拟研究外国投资者持股比例对韩国公司治理水平的影响。为了改善公司治理，

韩国金融监督当局设立了韩国企业治理结构院,从2003年开始对韩国上市公司进行调查并发布每家公司的公司治理指数(Corporate Governance Index)。该指数覆盖率超过80%,为韩国投资者提供在有序证券市场(主板)上市的近700家的公司治理指数。公司治理指数包含五项信息,分别为“股东权益保护”、“董事会”、“信息披露”、“监事会”和“利润分配”,并且这五项信息均有子指数。

本文主要贡献体现在如下两个方面:首先,已有文献缺乏关于公司治理五项子指数的研究。本文通过实证研究,利用2003年至2009年七个年度公司治理数据,深入分析外国投资者持股比例对公司治理五项子指数的影响,并剖析外国投资者持股比例对公司治理的影响机制;其次,现有文献无例外地采用最小二乘法(OLS)对外国投资者持股比例与公司治理指数进行实证分析(Choi, Dosung and Lim, Jongha, 2006; Kim, Dongsoo and Um, Seungsup, 2008; Roh, Seungjae, 2011)。为了得到更稳健的结果,在混合OLS模型上,本文采用Petersen(2009)的双重聚类调整方法(Clustered Standard Errors)对数据进行回归分析。

论文的其他内容安排如下:第二部分是文献回顾与研究假设;第三部分是样本选择与研究设计;第四部分是主要实证结果与稳健性检验;最后是研究结论。

2 文献回顾与研究假设

自20世纪90年代初以来,新兴市场国家从国外引进的资本规模逐渐扩大(Bekaert and Harvey, 2000)。外国投资者在新兴市场起到越来越大的影响,尤其是在公司治理层面。McKinsey(2000)通过调查各国大型机构投资者对公司治理的态度发现,大多机构投资者愿意对公司治理完善的公司付出约20%的溢价,而且南美洲、亚洲各国的公司治理溢价明显高于发达国家。La Porta等(2002)发现,中小股东权益保护得较好的国家的公司价值高于其他国家的公司价值。

Bekaert和Harvey(2000)研究了新兴市场的资本市场开放对资本成本、变动性、 β 系数的影响以及与全球市场收益率之间的相关关系。他们发现资本市场开放后,公司的资本成本降低了5到75个基点。这一结果显示了资本市场开放及外国资本流入的正面影响。Kim和Singal(2000),Henry(2000)也研究了资本市场开放的影响,他们均得出资本市场开放有助于股价上涨的结论。

外国投资者对被投资国家经济及个别公司的影响力可以分为正面和负面的(Park, Kyungseo and Lee, Eunjung, 2006)。其中,正面影响为通过提供长期资本提高公司经营的稳定性;通过传达先进的管理技术提高管理效率;通过威胁控股权促进公司控制结构的完善并提高公司经营的透明度;促进金融资本的有效分配来推动经济增长。负面影响体现在:追求短期利益的外国投资者如对冲基金,会增加股价波动性,加之为缩短回报周

期施压上市企业增加股息,从而导致其投资萎缩(Park, Hyunsoo, 2004; Kim, Ari and Cho, Myunghyun, 2008)。对此,也有研究认为,外国投资者对上市企业股利政策的影响不显著(Park, Sangyong et al., 2005)。

实际上,外国投资者和机构投资者都会发挥公司经营的监督作用,但是由于相关制度的缺失等原因,发展中国家的大多机构投资者没有充分发挥对上市公司的监督作用。在此情况下,外国投资者代替国内机构投资者发挥了监督上市公司的作用(Khanna and Palepu, 1999)。

自2003年起,韩国企业治理结构院发布公司治理指数(Corporate Governance Index)。此后,不少韩国学者采用公司治理指数实证分析了外国投资者与韩国公司治理间的关系。韩国企业治理结构院的公司治理指数由五项信息组成,分别为:股东权益保护(90分)、董事会(90分)、信息披露(60分)、监事会(50分)和利润分配(10分),满分为300分,见表2。

表2 公司治理评价指标

五项子指数	主要内容	分数
股东权益保护	• 是否有公司治理宪章与职员伦理规则 • 是否有累积投票制以及书面投票制 • 股东大会召开前,是否提供股东大会相关信息	90
董事会	• 独立董事比例及其出席率 • 对董事会议案,独立董事的反对或者保留意见以及其被采纳与否 • 董事长与总经理两职的分离 • 推荐独立董事候选人的方式	90
信息披露	• 投资者关系活动 • 自愿公告、更正公告等信息披露现状 • 披露董事的董事会出席率及其发表意见	60
监事会	• 监事会的设置及运作 • 内部举报人保护制度 • 推荐外部监事候选人的方式	50
利润分配	• 股息率、3年平均股利支付率 • 季度股利、中期股利	10

资料来源:韩国企业治理结构院。

起初,韩国学者利用韩国公司治理指数研究了其对企业价值的影响。Black, Jang 和 Kim(2006)根据韩国交易所实施的《2001年上市公司治理改善情况调查》结果,构建了515家韩国上市公司的公司治理指数(KCGI, 0~100),并研究了该指数对企业价值的影响。他们以托宾Q值、市值账面比(market/book)和股价营收比(market/sales)作为代表

企业价值的变量。研究表明,公司治理指数与企业价值呈显著的正相关;从最低公司治理指数到最高公司治理指数的变化就意味着公司的托宾 Q 值增加 0.47。这一结果与美国公司治理对股价收益率和公司价值影响的实证研究结果(Gompers, Ishii and Metrick, 2003)和利用 27 个国家公司治理数据的实证分析结果(Durnev and Kim, 2005)基本上一致。

Choi, Dosung 和 Lim, Jongha(2006)研究了外国投资者对韩国公司治理的影响。根据 2003 年、2004 年韩国企业治理结构院发布的公司治理调查结果,他们实证分析了外国投资者持股比例对公司治理指数的影响。结果表明,外国投资者持股比例与公司治理指数显著正相关。在控制了其他可能影响公司治理的因素后,他们仍然得出了同样的结果,且外国投资者对股东权益保护、董事会和信息披露的影响更为明显。为了验证外国投资者与公司治理指数间的内生性问题,他们构建了联立方程模型进行分析。发现外国投资者持股比例回归系数仍然为正,并在 5%的水平上正相关。由此他们认为,不少外国投资者持股公司治理不完善的公司后,可以促使该公司的公司治理状况改善,从而得到不菲的回报。

此后, Kim, Dongsoo 和 Um, Seungsup(2008), Roh, Seungjae(2011)也得到了外国投资者持股比例与公司治理正相关的结果,虽然统计显著性有所不同。

综合以上分析,我们提出如下研究假设:

H1:外国投资者持股比例越高,被投资公司的公司治理指数越高。

本研究利用的七个年度公司治理指数能够表明更可靠的分析结果。由于韩国企业治理结构院自 2011 年以来不对外公布个别企业的公司治理指数,因此本文利用的数据是目前能够得到的最新数据。现有文献的局限是较为明显的。首先,除了 Choi, Dosung 和 Lim, Jongha(2006)之外,其他韩国学者均没有研究外国投资者持股比例与公司治理的五项子指数的影响。其次,他们也仅利用了两个年度的数据,因此缺乏足够的经验证据。

为了更深入地分析外国投资者持股比例对公司治理的影响,我们进一步提出更为具体的假设:外国投资者持股比例与公司治理的五项子指数——股东权益保护、董事会、信息披露、监事会和利润分配正相关。

H2a:外国投资者持股比例越高,被投资公司的股东权益保护指数越高。

H2b:外国投资者持股比例越高,被投资公司的董事会指数越高。

H2c:外国投资者持股比例越高,被投资公司的信息披露指数越高。

H2d:外国投资者持股比例越高,被投资公司的监事会指数越高。

H2e:外国投资者持股比例越高,被投资公司的利润分配指数越高。

3 样本选择与研究设计

3.1 样本选择与数据来源

1) 样本选择

韩国企业治理结构院每年对 700 余家上市公司进行公司治理相关调查,并发布公司治理指数。本研究首先利用从 2004 年到 2010 年均有 CGI 数据的上市公司整理了面板数据。由于韩国企业治理结构院根据上一年的资料进行评价,本研究采用的财务数据是从 2003 年到 2009 年的数据。对样本,本文做了如下处理:①剔除了金融行业;②剔除了被退市的企业、被收购的企业;③剔除了会计年度不是历年制(1~12 月)的企业;④剔除了财务数据不完整的企业。经过以上筛选和剔除,最终获得了 474 家上市企业的 7 年观测值,共 3318 个,见表 3。

表 3 公司治理指数样本企业

年 度	CGI 数据	最 终 样 本
2004	672	474
2005	666	474
2006	662	474
2007	678	474
2008	685	474
2009	705	474
2010	691	474
Total	4 759	3 318

资料来源:韩国企业治理结构院。

表 4 样本企业的外国投资者持股比例:按行业分类

(单位:%)

行业	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	平均
建筑	11.14	16.14	18.74	19.71	20.95	13.42	13.50	16.23
机械	7.88	7.87	8.52	9.27	9.00	8.61	9.29	8.63
非金属矿物	6.97	11.95	12.23	12.65	11.50	10.27	9.76	10.76

(续表)

行业	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	平均
服务	14.55	18.71	19.16	17.89	16.57	12.35	12.33	15.94
纺织服装	3.46	3.67	8.46	9.56	7.18	6.81	5.30	6.35
交运设备	11.97	13.51	16.04	15.43	14.06	10.50	11.48	13.28
交通运输	7.89	13.01	13.31	13.55	11.29	10.19	7.66	10.98
商业贸易	6.97	6.55	6.60	8.70	8.79	7.84	5.56	7.29
食品饮料	13.30	13.98	16.24	15.74	15.01	10.80	10.51	13.65
医疗器械	1.78	2.97	3.16	2.55	3.96	2.95	2.76	2.87
医药	8.22	9.95	10.29	12.60	12.85	11.57	10.70	10.88
电子、电子	10.57	11.17	11.33	12.08	11.83	9.41	9.19	10.80
公用事业	9.91	12.28	13.64	14.59	13.88	13.74	12.74	12.97
造纸	3.38	4.82	3.13	3.17	3.88	3.96	2.58	3.56
钢铁、金属	8.60	9.27	8.40	9.03	7.76	6.92	7.12	8.16
通信运营	47.05	48.66	47.61	47.64	45.81	42.16	47.70	46.66
化工	10.34	11.67	11.99	12.28	11.62	10.46	10.42	11.25
其他	5.25	7.65	8.92	8.96	7.92	7.84	7.78	7.76
合计	9.74	11.59	12.35	12.76	12.14	9.95	9.61	11.16

2) 数据来源

本文采用的股权结构数据来自韩国上市企业协议会的 TS2000 数据库,股价、财务数据来自韩国信用评价情报的 KIS Value 数据库,公司治理指数来自韩国企业治理结构院。此外,我们利用韩国金融监督院的信息披露网站 DART 上的信息手动确认:外国投资者持股比例是否超过 5%。数据处理使用的是 Stata12.0 统计软件。

3.2 检验模型与变量定义

1) 检验模型

在公司金融的实证研究中,混合截面数据的残差可能会受截面或时间的影响。这会使得 OLS 的标准误有偏差,并会导致高估或低估回归系数的显著性(Petersen, 2009)。为了有效地解决这些问题,本研究采用 Petersen(2009)的将个体和时间双重聚类调整的方法(Clustered Standard Errors)对数据进行回归分析。

我们首先考察外国投资者持股与公司治理指数是否存在正相关,其次进一步探索其

持股对公司治理的五项子指数的影响机制。为了检验假设 1, 本文构建了如下回归模型:

$$\begin{aligned} CGI = & \beta_0 + \beta_1 \cdot FOR(FOR5_Dum, FORMAJ_D) + \beta_2 \cdot MAJ + \beta_3 \cdot INS + \\ & \beta_4 \cdot Size + \beta_5 \cdot Leverage + \beta_6 \cdot Profit + \beta_7 \cdot CF + \beta_8 \cdot Tobin_Q + \\ & \beta_9 \cdot CB_Dum + \beta_{10} \cdot Asst_Dum + \beta_{11} \cdot \Sigma Ind + \beta_{12} \cdot \Sigma Year + \epsilon \end{aligned} \quad (1)$$

为了检验假设 2a 至假设 2e, 本文还构建了如下模型:

$$\begin{aligned} Right = & \beta_0 + \beta_1 \cdot FOR(FOR5_Dum, FORMAJ_D) + \beta_2 \cdot MAJ + \beta_3 \cdot INS + \\ & \beta_4 \cdot Size + \beta_5 \cdot Leverage + \beta_6 \cdot Profit + \beta_7 \cdot CF + \beta_8 \cdot Tobin_Q + \\ & \beta_9 \cdot CB_Dum + \beta_{10} \cdot Asst_Dum + \beta_{11} \cdot \Sigma Ind + \beta_{12} \cdot \Sigma Year + \epsilon \end{aligned} \quad (2)$$

$$\begin{aligned} Board = & \beta_0 + \beta_1 \cdot FOR(FOR5_Dum, FORMAJ_D) + \beta_2 \cdot MAJ + \beta_3 \cdot INS + \\ & \beta_4 \cdot Size + \beta_5 \cdot Leverage + \beta_6 \cdot Profit + \beta_7 \cdot CF + \beta_8 \cdot Tobin_Q + \\ & \beta_9 \cdot CB_Dum + \beta_{10} \cdot Asst_Dum + \beta_{11} \cdot \Sigma Ind + \beta_{12} \cdot \Sigma Year + \epsilon \end{aligned} \quad (3)$$

$$\begin{aligned} Discl = & \beta_0 + \beta_1 \cdot FOR(FOR5_Dum, FORMAJ_D) + \beta_2 \cdot MAJ + \beta_3 \cdot INS + \\ & \beta_4 \cdot Size + \beta_5 \cdot Leverage + \beta_6 \cdot Profit + \beta_7 \cdot CF + \beta_8 \cdot Tobin_Q + \\ & \beta_9 \cdot CB_Dum + \beta_{10} \cdot Asst_Dum + \beta_{11} \cdot \Sigma Ind + \beta_{12} \cdot \Sigma Year + \epsilon \end{aligned} \quad (4)$$

$$\begin{aligned} Audit = & \beta_0 + \beta_1 \cdot FOR(FOR5_Dum, FORMAJ_D) + \beta_2 \cdot MAJ + \beta_3 \cdot INS + \\ & \beta_4 \cdot Size + \beta_5 \cdot Leverage + \beta_6 \cdot Profit + \beta_7 \cdot CF + \beta_8 \cdot Tobin_Q + \\ & \beta_9 \cdot CB_Dum + \beta_{10} \cdot Asst_Dum + \beta_{11} \cdot \Sigma Ind + \beta_{12} \cdot \Sigma Year + \epsilon \end{aligned} \quad (5)$$

$$\begin{aligned} Distr = & \beta_0 + \beta_1 \cdot FOR(FOR5_Dum, FORMAJ_D) + \beta_2 \cdot MAJ + \beta_3 \cdot INS + \\ & \beta_4 \cdot Size + \beta_5 \cdot Leverage + \beta_6 \cdot Profit + \beta_7 \cdot CF + \beta_8 \cdot Tobin_Q + \\ & \beta_9 \cdot CB_Dum + \beta_{10} \cdot Asst_Dum + \beta_{11} \cdot \Sigma Ind + \beta_{12} \cdot \Sigma Year + \epsilon \end{aligned} \quad (6)$$

2) 变量定义说明

(1) 因变量。

公司治理指数(CGI): 韩国企业治理结构院发布的公司治理指数, 总分为 300 分, 但 2003 年和 2004 年总分分别为 167 分和 196 分。我们经过调整将所有年度的公司治理指数总分变成为 100 分。除了 CGI 之外, *Right*, *Board*, *Discl*, *Audit* 和 *Distr* 分别代表五项子指数, 即股东权益保护、董事会、信息披露、监事会和利润分配。

(2) 解释变量。

外国投资者持股比例(*FOR*): 我们估计外国投资者持股比例越大, 被投资公司的治理指数越高, 预期符号为正。此外, 本研究还采取了持股比例超过 5% 的外国投资者虚拟变量和外国控股股东的虚拟变量, 以期更加深入地研究外国投资者的影响。

外国投资者持股比例 5% (*FOR5_Dum*): 我们估计, 和其他外国投资者相比, 持股比例超过 5% 的外国投资者对被投资企业具有更显著的影响 (Park, Kyungseo and Lee, Eunjung, 2006), 预期符号为正。

外国投资者控股股东 (*FORMAJ_D*): 为了进一步探索外国投资者的影响, 我们还采

纳了外国控股股东的虚拟变量,分析外国控股股东是否对公司治理起到正面影响。

(3) 控制变量。

控股股东持股比例(*MAJ*):通过利益输送(Johnson et al., 2000)等不正当行为,控股股东会谋求自身利益。因此我们预计:控股股东持股比例越高,公司治理会越欠佳,预期符号为负。

机构投资者持股比例(*INS*):我们预计,机构投资者持股比例越高,被投资企业的治理结构越完善,预期符号为正。

企业规模(*Size*):我们预计企业规模与公司治理正相关,预期符号为正。

负债率(*Leverage*):我们预计负债率与公司治理指数负相关,预期符号为负。

总资产营业利润率(*Profit*):我们预计企业的盈利性对公司治理起到正面影响,预期符号为正。

现金流(*CF*):经营活动产生的现金流量净额。我们预计,现金流丰富的公司的治理结构更加完善,预期符号为正。

托宾 *Q* 值(*Tobin_Q*):我们预计,价值较高的企业具有能够提高公司治理的能力与动机,预期符号为正。

另外,我们还纳入以下控制变量:财阀虚拟变量(*CB_Dum*),若企业属于 2009 年韩国公正交易委员会公布的 30 大财阀,则 *CB_Dum* 为 1,否则为 0;总资产虚拟变量(*Asst_Dum*),若总资产超过两万亿韩元,则 *Asst_Dum* 为 1,否则为 0。为了控制行业和年度的影响,我们还纳入了行业(*Ind*)和年度(*Year*)的虚拟变量(见表 5)。

表 5 变量定义

变量属性	变量名称	变量定义	预期符号
因变量	公司治理指数(<i>CGI</i>)	韩国企业治理结构院公司治理指数	
	股东权益保护(<i>Right</i>)	子指数	
	董事会(<i>Board</i>)	子指数	
	信息披露(<i>Discl</i>)	子指数	
	监事会(<i>Audit</i>)	子指数	
	利润分配(<i>Distr</i>)	子指数	
解释变量	外国投资者持股比例(<i>FOR</i>)	外国投资者合计持股比例	+
	外国投资者持股比例 5%(<i>FOR5_Dum</i>)	持股比例超过 5%的外国投资者虚拟变量	+
	外国投资者控股股东(<i>FORMAJ_D</i>)	外国投资者控股股东的虚拟变量	?

(续表)

变量属性	变量名称	变量定义	预期符号
控制变量	控股股东持股比例(MAJ)	控股股东及其他关联方合计持股比例	—
	机构投资者持股比例(INS)	韩国机构投资者合计持股比例	+
	企业规模(Size)	总资产的自然对数	+
	负债率(Leverage)	总负债/总资产	—
	总资产营业利润率(Profit)	营业利润/总资产	+
	现金流(CF)	经营活动产生的现金流量净额/总资产	+
	托宾 Q 值(Tobin_Q)	(普通股总市值+负债账面价值)/总资产账面价值	+
	财阀(CB_Dum)	财阀虚拟变量	?
	总资产(Asst_Dum)	总资产两万亿韩元(约合 110 亿元人民币)虚拟变量	+
	行业(Ind)	根据韩国交易所行业分类,一共设置了 18 个行业的虚拟变量	
	年度(Year)	年度虚拟变量	

4 实证分析结果与稳健性检验

4.1 描述性统计

表 6 所示是主要变量的描述性统计,见表 7。相比于具有 7 年数据的 CGI,五项子指数缺乏 2010 年的数据,因此我们利用 6 年的数据进行实证检验。

474 家上市企业的 CGI 均值仅为 38.8 分,这表明韩国上市企业的公司治理尚待提高,并改善公司治理是一项需要较长时间的任务。从子指数来看,股东权益保护指数(Right)均值为 54.9 分,相对良好;董事会指数(Board)均值仅为 23.7 分,最为低下,仍然需要较大力度的改善。

从股权结构来看,控股股东(MAJ)以 41%的持股比例占主导地位,其次是其持股比例为 19.1%的机构投资者(INS)。外国投资者(FOR)平均持股比例为 11.2%,在样本企业的 22.8%里存在持股比例 5%以上的外国投资者(FOR5_Dum),仅有样本企业的 3.3%由外国投资者(FORMAJ_D)控股。

表 6 描述性统计

变量	观测点	均值	方差	中位数	最小值	最大值
<i>CGI</i>	3 318	0.388 1	0.086 1	0.372 9	0.173 7	0.866 7
<i>Right</i>	2 844	0.549 0	0.091 4	0.554 1	0.277 8	0.877 8
<i>Board</i>	2 844	0.237 1	0.111 3	0.222 2	0	0.888 9
<i>Discl</i>	2 844	0.349 5	0.154 6	0.333 3	0.050 0	0.916 7
<i>Audit</i>	2 844	0.375 9	0.200 1	0.300 0	0	1
<i>Distr</i>	2 844	0.292 3	0.243 4	0.300 0	0	1
<i>FOR</i>	3 318	0.111 6	0.156 9	0.038 7	0	0.929 7
<i>FOR5_Dum</i>	3 318	0.227 8	0.419 5	0	0	1
<i>FORMAJ_D</i>	3 318	0.032 5	0.177 5	0	0	1
<i>MAJ</i>	3 318	0.409 9	0.165 8	0.406 0	0.022 7	0.935 4
<i>INS</i>	3 318	0.190 7	0.168 5	0.153 3	0	0.881 9
<i>Size</i>	3 318	26.444 2	1.527 6	26.168 5	21.258 1	32.085 7
<i>Leverage</i>	3 318	0.449 1	0.199 3	0.455 1	0.010 0	2.140 7
<i>Profit</i>	3 318	0.045 1	0.074 6	0.044 9	-0.752 4	0.420 9
<i>CF</i>	3 318	0.046 4	0.104 4	0.048 7	-2.504 5	0.538 8
<i>Tobin_Q</i>	3 318	0.991 6	0.532 4	0.860 0	0.211 8	9.677 9
<i>CB_Dum</i>	3 318	0.204 6	0.403 5	0	0	1
<i>Asst_Dum</i>	3 318	0.120 3	0.325 3	0	0	1

我们对主要变量的相关性进行了相关性分析,见表 7。Pearson 相关系数中,公司治理指数(*CGI*)与外国投资者持股比例(*FOR*)显著正相关,其相关系数为 0.423,在 1%的水平上显著。*CGI* 与外国投资者持股比例 5%(*FOR5_Dum*)也正相关,但与外国投资者控股股东(*FORMAJ_D*)统计上不显著。值得注意的是,*CGI* 与总资产两万亿韩元虚拟变量(*Asst_Dum*)显著正相关。

表 7 主要变量的 Pearson 相关系数

	CGI	FOR	FOR5_Dum	FORMAJ_D	MAJ	INS	Size	Leverage	Profit	CF	Tobin_Q	CB_Dum	Asst_Dum
CGI	1												
FOR	0.423***	1											
FOR5_Dum	0.188***	0.636***	1										
FORMAJ_D	0.002	0.509***	0.338***	1									
MAJ	-0.199***	-0.129***	-0.041***	0.078***	1								
INS	0.328***	0.339***	0.172***	-0.023	-0.224***	1							
Size	0.635***	0.485***	0.195***	0.01	-0.107***	0.458***	1						
Leverage	-0.009	-0.119***	-0.082***	-0.053***	-0.145***	-0.039***	0.133***	1					
Profit	0.246***	0.276***	0.167***	0.046***	0.076***	0.217***	0.253***	-0.205***	1				
CF	0.165***	0.214***	0.124***	0.046***	0.039***	0.150***	0.180***	-0.181***	0.504***	1			
Tobin_Q	0.183***	0.268***	0.102***	0.053***	-0.192***	0.184***	0.119***	0.138***	0.109***	0.084***	1		
CB_Dum	0.441***	0.276***	0.065***	0.003	-0.089***	0.281***	0.599***	0.183***	0.118***	0.105***	0.300***	1	
Asst_Dum	0.630***	0.389***	0.102***	-0.016	-0.197***	0.279***	0.722***	0.153***	0.104***	0.100***	0.162***	0.573***	1

注：***、**和* 分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著。

4.2 回归分析结果

1) 外国投资者持股与公司治理指数

混合 OLS 模型的回归结果如表 8 所示。模型(2)显示,外国投资者持股比例(*FOR*)与公司治理指数(*CGI*)正相关,并且模型(4)显示外国投资者持股比例 5%以上的虚拟变量(*FOR5_Dum*)与公司治理指数在 1%的水平上显著正相关。这与持股比例 5%以上的外国投资者对公司治理起到更大作用的现有研究结果(Park, Kyungseo and Lee, Eunjung, 2006)相一致。回归结果初步证明研究假设 1 成立。

为了更加深入地研究外国投资者的影响,本研究还采用了外国控股股东(*FORMAJ_D*)的虚拟变量。模型(6)的回归结果表明,外国控股股东与公司治理指数的回归系数几乎可以忽略不计,并且在统计上不显著。

在模型(2),(4)和(6)中,控股股东(*MAJ*)与公司治理指数均在 1%的水平上显著负相关。这意味着,在韩国上市企业存在较为严重的利益输送(*tunneling*)现象(Johnson et al., 2000),控股股东会侵害中小股东的权益乃至降低公司治理水平。机构投资者(*INS*)与公司治理指数的相关性不显著,说明机构投资者对公司治理尚未起到正面影响。此外,企业规模(*Size*)、总资产营业利润率(*Profit*)与公司治理指数分别在 1%和 5%的水平上显著正相关,都符合预期。负债率(*leverage*)与公司治理指数显著负相关,符合预期;现金流(*CF*)回归系数为负,与预期相反,但不具有显著性。托宾 *Q* 值(*Tobin_Q*)的回归系数为正,符合预期;财阀虚拟变量(*CB_Dum*)的回归系数为正,但在统计上不显著。

值得关注的是,总资产两万亿韩元(约合 110 亿元人民币)的虚拟变量(*Asst_Dum*)对公司治理指数的影响。该变量的回归系数最大,并均在 1%的水平上显著。这是因为韩国政府对总资产超过两万亿韩元的上市企业采取更严格的强制性措施。在子指数的回归分析中,总资产两万亿韩元(*Asst_Dum*)与董事会(*Board*)、监事会(*Audit*)显著正相关。

表 8 外国投资者持股与公司治理指数的回归分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	CGI	CGI	CGI	CGI	CGI	CGI
<i>FOR</i>	0.211*** (6.779)	0.0270* (1.680)				
<i>FOR5_Dum</i>			0.0344*** (4.985)	0.0106*** (2.957)		
<i>FORMAJ_D</i>					0.00117 (0.0814)	0.000638 (0.0705)
<i>MAJ</i>		-0.0456***		-0.0462***		-0.0467***

(续表)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
		(-3.622)		(-3.722)		(-3.760)
<i>INS</i>		0.00108		0.00125		0.00244
		(0.0899)		(0.105)		(0.200)
<i>Size</i>		0.0184***		0.0189***		0.0195***
		(4.870)		(5.215)		(5.475)
<i>Leverage</i>		-0.0503***		-0.0527***		-0.0546***
		(-3.880)		(-3.882)		(-3.962)
<i>Profit</i>		0.0702**		0.0702**		0.0746**
		(2.276)		(2.246)		(2.305)
<i>CF</i>		-0.0107		-0.0106		-0.00930
		(-0.939)		(-0.930)		(-0.809)
<i>Tobin_Q</i>		0.0124**		0.0135***		0.0141***
		(2.374)		(2.606)		(2.671)
<i>CB_Dum</i>		0.00619		0.00625		0.00555
		(0.778)		(0.785)		(0.697)
<i>Asst_Dum</i>		0.0849***		0.0868***		0.0862***
		(8.355)		(8.372)		(8.318)
<i>Ind/Year</i>	yes	yes	yes	yes	yes	yes
<i>_cons</i>	0.402***	-0.0571	0.424***	-0.0681	0.433***	-0.0810
	(32.59)	(-0.575)	(30.78)	(-0.713)	(30.08)	(-0.862)
<i>N</i>	3318	3318	3318	3318	3318	3318
校正 R^2	0.267	0.560	0.157	0.561	0.130	0.558
<i>F</i>	39.22	89.01	28.11	88.35	27.10	88.15

注:括号内为 t 值,经个体和时间的双重聚类调整;***,**和 * 分别表示在 1%,5%和 10%水平上显著。

2) 外国投资者持股与公司治理的五项子指数

为了进一步探索外国投资者持股比例对公司治理的影响,本文对五项子指数——股东权益保护(*Right*)、董事会(*Board*)、信息披露(*Discl*)、监事会(*Audit*)和利润分配(*Distr*)分别进行回归分析。我们同样采用了将个体和时间双重聚类调整的方法。

如表9所示,在模型(6)和(18)中,外国投资者持股比例(*FOR*)与董事会(*Board*)和利润分配(*Distr*)分别在5%,1%的水平上显著正相关。在模型(2)中,对于股东权益保护(*Right*),虽然外国投资者持股比例回归系数为正,但 p 值为0.10,超过了10%的水平。

表 9 外国投资者持股与公司治理子指数的回归分析

变量	(1)Right	(2)Right	(3)Right	(4)Right	(5)Board	(6)Board	(7)Board	(8)Board	(9)Discl	(10)Discl
FOR	0.0485* (1.930)	0.0431 (1.644)			0.249*** (6.754)	0.0396** (2.257)			0.301*** (6.331)	0.0254 (0.900)
FOR5_Dum			0.0263*** (4.467)	0.0231*** (4.034)			0.0381*** (3.870)	0.0110** (2.300)		
MAJ		-0.0819*** (-4.705)		-0.0829*** (-4.823)		-0.0313** (-2.094)		-0.0325** (-2.166)		-0.0640** (-2.542)
INS		0.0235 (1.083)		0.0232 (1.131)		-0.0012 (-0.0734)		-0.0002 (-0.0114)		-0.0082 (-0.324)
Size		-0.0084* (-1.872)		-0.00807* (-1.924)		0.0222*** (7.241)		0.0231*** (8.152)		0.0343*** (7.088)
Leverage		-0.0711*** (-3.575)		-0.0740*** (-3.511)		-0.0006 (-0.0532)		-0.00050 (-0.428)		-0.0630*** (-3.092)
Profit		0.0838** (2.225)		0.0800** (2.149)		0.0093 (0.323)		0.0110 (0.374)		0.0489 (0.784)
CF		0.0119 (0.542)		0.0118 (0.504)		-0.0260 (-1.270)		-0.0250 (-1.223)		0.0168 (0.541)
Tobin_Q		0.0015 (0.209)		0.0031 (0.411)		0.0196*** (4.331)		0.0216*** (4.572)		0.0375*** (4.167)
CB_Dum		-0.0307*** (-3.108)		-0.0302*** (-3.107)		0.0205** (2.481)		0.0203** (2.440)		0.0259 (1.618)
Asst_Dum		0.0229* (1.719)		0.0261* (1.952)		0.113*** (8.950)		0.116*** (8.694)		0.0758*** (4.425)
Ind/Year	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Cons	0.539*** (40.28)	0.838*** (6.953)	0.540*** (42.38)	0.830*** (7.341)	0.223*** (15.21)	-0.381*** (-4.891)	0.251*** (15.88)	-0.401** (-5.489)	0.432*** (19.48)	0.451*** (-3.641)
N	2844	2844	2844	2844	2844	2844	2844	2844	2844	2844
Adj R-sq	0.056	0.131	0.063	0.137	0.340	0.647	0.241	0.647	0.249	0.448
F	8.721	14.31	9.724	14.93	49.89	117.8	36.57	116.8	49.49	69.08

(续表)

Variables	(11)Discl	(12)Discl	(13)Audit	(14) Audit	(15)Audit	(16)Audit	(17)Distr	(18)Distr	(19)Distr	(20)Distr
<i>FOR</i>			0.357*** (6.561)	-0.0332 (-1.255)			0.211*** (3.895)	0.157*** (2.963)		
<i>FOR5 Dum</i>	0.484*** (4.666)	0.0010 (1.420)			0.0354** (2.290)	-0.0130 (-1.584)			0.0778*** (4.733)	0.0511*** (3.425)
<i>MAJ</i>		-0.0647** (-2.568)		-0.0155V1 (-0.561)		-0.0142 (-0.527)		0.128*** (2.684)		0.124*** (2.596)
<i>INS</i>		-0.0080 (-0.310)		-0.0313 (-1.454)		-0.0316 (-1.477)		0.0990* (1.768)		0.102* (1.774)
<i>Size</i>		0.0347*** (7.217)		0.0480*** (6.300)		0.0474*** (6.380)		-0.0152 (-1.559)		-0.0120 (-1.320)
<i>Leverage</i>		-0.0654*** (-3.287)		-0.0177 (-0.684)		-0.0147 (-0.579)		-0.154*** (-3.604)		-0.170*** (-4.090)
<i>Profit</i>		0.0485 (0.784)		-0.0162 (-0.177)		-0.0157 (-0.171)		0.786*** (7.424)		0.789*** (7.235)
<i>CF</i>		0.0172 (0.572)		0.0066 (0.134)		0.0061 (0.125)		0.0249 (0.355)		0.0281 (0.393)
<i>Tobin_Q</i>		0.0386*** (4.474)		0.0123 (1.292)		0.0108 (1.150)		-0.0751*** (-5.099)		-0.0678*** (-4.769)
<i>CB_Dum</i>		0.0260 (1.624)		0.0328* (1.777)		0.0327* (1.762)		-0.0017 (-0.0675)		-0.0019 (-0.0766)
<i>Asst_Dum</i>		0.0776*** (4.489)		0.215*** (7.639)		0.213*** (7.539)		0.0297 (0.965)		0.0398 (1.264)
<i>Ind/Year</i>	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	Yes
<i>Cons</i>	0.465*** (18.28)	-0.460*** (-3.738)	0.257*** (8.843)	-1.027*** (-5.177)	0.302*** (9.912)	-1.014*** (-5.203)	0.291*** (10.68)	0.726*** (3.028)	0.304*** (12.13)	0.655*** (2.885)
<i>N</i>	2844	2844	2844	2844	2844	2844	2844	2844	2844	2844
<i>Adj R-sq</i>	0.175	0.448	0.175	0.516	0.105	0.516	0.113	0.234	0.113	0.234
<i>F</i>	42.68	68.90	36.64	113.6	25.01	114.5	20.21	24.58	19.50	23.61

注:括号内为*t*值,经个体和时间的双重聚类调整;***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著。

在模型(10)的信息披露(*Discl*)回归分析中,外国投资者持股比例回归系数为正,但在统计上不显著,而在模型(14)的监事会(*Audit*)回归分析中,其回归系数为负,但在统计上不显著。

值得关注的是,持股比例5%以上的外国投资者(*FOR5_Dum*)与五项子指数呈更显著的正相关。在模型(4),(8)和(20)中,该变量与股东权益保护(*Right*)、董事会(*Board*)分别在1%,5%的水平上显著正相关,与利润分配(*Distr*)在1%的水平上显著正相关。在模型(12)的信息披露(*Discl*)回归分析中,持股比例5%以上的外国投资者回归系数为正,但在统计上不显著。在模型(16)的监事会(*Audit*)回归分析中,其回归系数为负,但在统计上不显著。外国控股股东(*FORMAJ_D*)与利润分配(*Distr*)显著正相关,与其余公司治理子指数均不显著,其报告在此省略。

此外,在模型(2)和(4)中,控股股东持股比例(*MAJ*)与股东权益保护(*Right*)在1%的水平上显著负相关,但在模型(18)和(20)中,与利润分配(*Distr*)在1%的水平上显著正相关。由此可见控股股东会侵害中小股东权益,同时为了增加自身利益,它可能会提高利润分配水平。在模型(18)和(20)中,机构投资者持股比例(*INS*)与利润分配(*Distr*)
在10%的水平上显著正相关,与其他子指数均未显著相关,机构投资者对公司治理尚未能起到实质性作用。

需要指出的是,在模型(6),(8),(14)和(16)中,总资产超过两万亿韩元虚拟变量(*Asst_Dum*)与董事会(*Board*)、监事会(*Audit*)均在1%的水平上显著正相关,并其回归系数明显高于其他变量。这与韩国《韩国交易法》有关,该法律要求总资产两万亿韩元以上的上市公司董事会由超过一半,即至少三名独立董事组成;该法律还要求上述企业必须设立监事委员会,公司内部人士不能超过委员数的三分之一,并且该委员会必须要包括一名财务会计专家。

综合以上回归分析结果,我们得出结论:H2a,H2b和H2e成立,即外国投资者持股比例(*FOR*)越高,被投资公司的股东权益保护指数(*Right*)、董事会指数(*Board*)和利润分配指数(*Distr*)越高。至于H2c,虽然外国投资者持股比例(*FOR*)与信息披露指数(*Discl*)正相关,但统计结果不显著;对于H2d,外国投资者持股比例(*FOR*)与监事会指数(*Audit*)负相关,但在统计上不显著。

H2a:外国投资者持股比例越高,被投资公司的股东权益保护指数越高。

H2b:外国投资者持股比例越高,被投资公司的董事会指数越高。

H2c:外国投资者持股比例越高,被投资公司的信息披露指数越高。

H2d:外国投资者持股比例越高,被投资公司的监事会指数越高。

H2e:外国投资者持股比例越高,被投资公司的利润分配指数越高。

基于此,我们认为:外国投资者主要是通过改善被投资公司的股东权益保护、董事会和利润分配方面提高公司治理水平;外国投资者对信息披露和监事会的影响较为有限。

3) 稳健性检验

本文的研究目的是检验外国投资者是否提高公司治理水平,但上文得到的回归分析结果可能受到外国投资者持股与公司治理指数间的互为因果引起的内生性问题影响;即不是外国投资者会提高被投资公司的治理水平,而是外国投资者去买入治理水平良好的公司股份。因此,本文采用二阶段最小二乘法(2SLS)运用工具变量检验外国投资者持股与公司治理指数间是否存在内生性问题。

对于运用二阶段最小二乘法(2SLS)而言,选取准确的工具变量尤为重要。借鉴现有研究(Black et al., 2006; Kim, Dongsoo and Um, Seungsup, 2008; Roh, Seungjae, 2011),本文以总资产两万亿韩元(约合 110 亿元人民币)虚拟变量作为工具变量。如前所述,韩国政府对总资产超过两万亿韩元的上市企业采取较为严格的措施:例如要求其董事会由超过一半的独立董事组成,并必须设立监事委员会等等,因此它直接会影响到公司治理指数。基于此,我们将该变量作为工具变量检验外国投资者持股与公司治理指数间可能存在的内生性问题。

两阶段最小二乘法计量模型如下:

第一阶段回归方程:

$$\begin{aligned} FOR = & \beta_0 + \beta_{10} \cdot Asst_Dum + \beta_2 \cdot MAJ + \beta_3 \cdot INS + \beta_4 \cdot Size + \\ & \beta_5 \cdot Leverage + \beta_6 \cdot Profit + \beta_7 \cdot CF + \beta_8 \cdot Tobin_Q + \\ & \beta_9 \cdot CB_Dum + \beta_{11} \cdot \Sigma Ind + \beta_{12} \cdot \Sigma Year + \varepsilon \end{aligned}$$

第二阶段回归方程:

$$\begin{aligned} CGI = & \beta_0 + \beta_1 \cdot FOR + \beta_2 \cdot MAJ + \beta_3 \cdot INS + \beta_4 \cdot Size + \\ & \beta_5 \cdot Leverage + \beta_6 \cdot Profit + \beta_7 \cdot CF + \beta_8 \cdot Tobin_Q + \\ & \beta_9 \cdot CB_Dum + \beta_{11} \cdot \Sigma Ind + \beta_{12} \cdot \Sigma Year + \varepsilon \end{aligned}$$

在采用工具变量的二阶段最小二乘法回归中,如表 10 所示外国投资者持股比例回归系数(*Instrumented FOR*)在 1%的水平上显著正相关,支持本文的研究假设:外国投资者持股比例越高,被投资公司的治理指数越高。结果表明,不是外国投资者买入治理水平良好的企业股份,而是外国投资者买入治理水平欠佳的企业股份并提高该企业的治理水平。

表 10 外国投资者持股与公司治理指数内生性检验结果

变量	混合 OLS	2SLS	
	CGI	第 1 阶段 FOR	第 2 阶段 CGI
FOR			1.886***
(<i>Instrumented</i>)			(3.728)

(续表)

变量	混合 OLS	2SLS	
	CGI	第 1 阶段 FOR	第 2 阶段 CGI
FOR	0.0270*		
	(1.680)		
Asst_Dum	0.0849***	0.0457***	
	(8.355)	(3.770)	
MAJ	-0.0456***	-0.0400**	0.0288
	(-3.622)	(-2.325)	(0.722)
INS	0.00108	0.0488***	-0.0897**
	(0.0899)	(2.649)	(-2.350)
Size	0.0184***	0.0396***	-0.0551**
	(4.870)	(11.75)	(-2.283)
Leverage	-0.0503***	-0.159***	0.246***
	(-3.880)	(-11.54)	(2.864)
Profit	0.0702**	0.164***	-0.235**
	(2.276)	(4.065)	(-2.283)
CF	-0.0107	0.0512**	-0.106**
	(-0.939)	(2.028)	(-1.967)
Tobin_Q	0.0124**	0.0623***	-0.103***
	(2.374)	(9.260)	(-2.918)
CB_Dum	0.00619	-0.0237***	0.0503***
	(0.778)	(-2.634)	(2.594)
Ind/Year	yes	yes	yes
_cons	-0.0571	-0.887***	1.593***
	(-0.575)	(-9.986)	(2.841)
N	3318	3318	3318
校正 R ²	0.560	0.368	
F	89.01	138.3	15.5

注：括号内为 t 值，在混合 OLS，经个体和时间的双重聚类调整；在 2SLS，经异方差调整；

***, ** 和 * 分别表示在 1%, 5% 和 10% 水平上显著。

5 研究结论

1992年韩国开始开放资本市场,亚洲金融危机的爆发使得韩国于1998年废除了对外国投资者的所有限制。随着外国投资者持有股份不断增加,外国投资者对韩国上市企业的影响逐渐扩大,对公司治理也起到了重要作用。

对此,本文利用韩国企业治理结构院发布的2003年至2009年公司治理指数,实证检验了外国投资者持股对韩国公司治理的影响,同时通过分析其对公司治理的五项子指数的影响,剖析外国投资者对公司治理的影响机制。分析结果表明,外国投资者持股比例与公司治理指数正相关,且持股比例超过5%的外国投资者与公司治理指数更显著地正相关。这意味着,持股比例5%以上的外国投资者对公司治理起到更直接的影响。然而,虽然外国控股股东与公司治理指数正相关,但在统计上不显著。

从子指数来看,外国投资者持股比例越高,被投资公司的股东权益保护指数、董事会指数和利润分配指数越高,而其持股比例与信息披露指数和监事会指数统计上不显著。这表明,外国投资者主要通过改善股东权益保护、董事会和利润分配方面来提高公司治理指数。在韩国,有时外国投资者备受诟病,即蚕食本国产业并在资本市场上因受海外市场影响而增加股市波动性,但不可否认的是,它确实会提高被投资公司的治理水平。

此外,值得关注的是,对于董事会和监事会而言,总资产超过两万亿韩元虚拟变量的影响尤为明显。这与韩国《证券交易法》密切相关:该法律要求总资产两万亿韩元以上的上市公司董事会由超过一半,即至少三名独立董事组成;该法律还要求上述企业必须设立监事委员会,公司内部人士不能超过委员数的三分之一,并且该委员会必须要包括一名财务会计专家。

当今最关键的代理问题不是管理层与中小股东间的,而是控股股东剥夺中小股东权益的问题(Shleifer and Vishny,1997)。如前所述,控股股东与董事会指数显著负相关,但两万亿韩元虚拟变量与董事会指数显著正相关。由此可见,金融监管当局通过制定相关法律对大型企业予以强制性措施会提高企业层面的公司治理水平。

参考文献

- [1] Bekaert G and Harvey C R. Foreign Speculators and Emerging Equity Markets, *Journal of Finance*, 2000, 55: 565-614.
- [2] Black B S, Jang H, and Kim W. Does Corporate Governance Predict Firms' Market Values? Evidence from Korea[J]. *Journal of Law, Economics & Organization*, 2006, 22: 366-413.
- [3] Durnev A, and Kim E H. To Steal or Not to Steal: Firm Attributes, Legal Environment,

- and Valuation[J]. Journal of Finance, 2005, 60: 1461-1493.
- [4] Gompers P, Ishii J and Metrick A. Corporate Governance and Equity Prices[J]. Quarterly Journal of Economics, 2003, 118: 107-155.
- [5] Henry P B. Stock Market Liberalization, Economic Reform, and Emerging Market Equity Prices[J]. Journal of Finance, 2000, 55: 529-564.
- [6] Johnson S, La Porta R, Lopez-de-Silanes F and Shleifer A. Tunneling[J]. American Economic Review Papers and Proceedings, 2000, 90(2): 22-27.
- [7] Khanna T and Palepu K. Emerging Market Business Group, Foreign Investors, and Corporate Governance[J]. National Bureau of Economic Research Working Paper, 1999.
- [8] Kim E H and Singal V. Stock Market Openings: Experience of Emerging Economies[J]. Journal of Business, 2000, 73: 25-66.
- [9] La Porta R, Lopez-de-Silanes F, Shleifer A and Vishny R. Investor protection and corporate valuation[J]. Journal of Finance, 2002, 57: 1147-1170.
- [10] McKinsey & Company. Investor Opinion Survey on Corporate Governance [R]. London, 2000.
- [11] Petersen M A. Estimating Standard Errors in Finance Panel Data Sets: Comparing Approaches[J]. Review of Financial Studies, 2009, 22(1): 435-480.
- [12] Shleifer A and Vishny R. A survey of corporate governance[J]. Journal of Finance, 1997, 52: 737-783.
- [13] Choi D and Lim J. 外国投资者与企业治理结构[J]. 经营论集(韩), 2006, 40(3-4).
- [14] Kim A and Cho M. 外国投资者类型与企业股利和投资[J]. 战略经营研究(韩), 2008, 11(1): 25-42.
- [15] Kim D and Um S. 国内企业的治理结构对外国投资者持股以及企业价值的影响[J]. 国际经营评论(韩), 2008, 12(4): 155-172.
- [16] Park H. 外国投资者对国内企业成长的影响[J]. 三星经济研究所(韩), 2004, Issue Paper.
- [17] Park K and Lee E. 外国投资者对韩国企业经营和治理结构的影响[J]. 金融研究(韩), 2006, 20(2): 73-113.
- [18] Park S. 韩国企业集团的公司治理改善方案[J]. 韩国社会与行政研究(韩), 2005, 5(4): 179-201.
- [19] Roh S. 韩国企业的治理结构对企业价值的影响[D]. 中央大学博士论文(韩), 2011.
- [20] 韩国企业治理结构院. 公司治理指数(CGI)报告(韩).
- [21] 韩国交易所. KRX Fact Book 2009(韩), 2010.
- [22] 韩国金融监督院. 金融统计月报(韩), <http://fisis.fss.or.kr>, 2012.

巍巍交大 百年书香

www.jiaodapress.com.cn

bookinfo@sjtu.edu.cn



责任编辑 蒋可玉

提文静

封面设计 朱 懿

责任营销 闫明军

ISBN 978-7-313-10130-3



9 787313 101303 >

定价：35.00元